



Universidade Federal da Paraíba
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-Graduação em Economia

AVALIAÇÃO DE POLÍTICA DE COTAS NO ENSINO SUPERIOR SOBRE O DESEMPENHO ACADÊMICO E O MERCADO DE TRABALHO

FRANCISCO DANILO DA SILVA FERREIRA

João Pessoa - PB
2021

FRANCISCO DANILO DA SILVA FERREIRA

**AVALIAÇÃO DE POLÍTICA DE COTAS NO ENSINO
SUPERIOR SOBRE O DESEMPENHO ACADÊMICO E
O MERCADO DE TRABALHO**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba - UFPB, em cumprimento às exigências do Curso de Doutorado em Economia.

Universidade Federal da Paraíba
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-Graduação em Economia

Orientador: Dr. Aléssio Tony Cavalcanti Almeida

João Pessoa - PB
2021

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

F383a Ferreira, Francisco Danilo da Silva.

Avaliação de política de cotas no ensino superior sobre o desempenho acadêmico e o mercado de trabalho / Francisco Danilo da Silva Ferreira. - João Pessoa, 2021.

102 f. : il.

Orientação: Aléssio Tony Cavalcanti Almeida.
Tese (Doutorado) - UFPB/CCSA.

1. Política afirmativa - Educação superior. 2. Educação superior - Peer Eff. 3. Política afirmativa - Avaliação. 4. Aluno Cotista - Desempenho. 5. Mercado de trabalho. I. Almeida, Aléssio Tony Cavalcanti. II. Título.

UFPB/BC

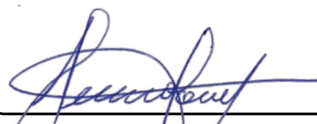
CDU 323.13:378(043)

Universidade Federal da Paraíba
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-Graduação em Economia

Comunicamos à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia a Tese de Doutorado do(a) aluno(a) FRANCISCO DANILO DA SILVA FERREIRA, intitulado **AVALIAÇÃO DE POLÍTICA DE COTAS NO ENSINO SUPERIOR SOBRE O DESEMPENHO ACADÊMICO E O MERCADO DE TRABALHO** foi submetida à apreciação da comissão examinadora elencada abaixo; no dia 22/07/2021 às 09:00.

A tese foi aprovada pela comissão examinadora.

Reformulações sugeridas: Sim () Não (x)



Dr. Aléssio Tony Cavalcanti Almeida
Orientador (UFPB)



Dr. Jevuks Matheus de Araújo
Examinador Interno (UFPB)



Dr. Wallace Patrick Santos de Farias Souza
Examinador Interno UFPB



Dra. Raquel Menezes Bezerra Sampaio
Examinador Externo (UFRN)



Dr. Stélio Coêlho Lombardi Filho
Examinador Externo (UFBA)

João Pessoa - PB

2021

Aos meus familiares, em especial aos meus pais, Francisca e Cosmo.

Resumo

Esta tese é composta por três ensaios que avaliam a política afirmativa no ensino superior brasileiro. O primeiro ensaio examina o *peer effects* sobre o desempenho dos estudantes cotistas e não cotistas, usando dados da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). A realização desta investigação utilizou o modelo de mínimos quadrados em dois estágios com erros-padrão robusto em *cluster*. Para tanto, recorreu-se aos registros administrativos e acadêmicos da UFPB para os anos de 2010 e 2011. Os resultados evidenciam uma redução de 0,14 pontos do *peer effect* no resultado acadêmico final dos discentes, como também uma segregação do *peer effect*, isto é, os estudantes são beneficiados, academicamente apenas pelos colegas que apresentam a mesma modalidade de ingresso, ressaltando que os estudantes não cotistas exercem efeitos negativos sobre o desempenho dos cotistas. O segundo ensaio tem o objetivo de estimar o impacto da política de cotas sobre o retorno salarial no início de carreira dos egressos cotistas da UFPB. O alcance do objetivo se deu pela associação do balanceamento por entropia com o *Propensity Score Matching* (PSM), bem como calculou o efeito do tratamento nos quantis 0.25, 0.50 e 0.75 da distribuição de salários. Dessa forma, consideram-se os dados dos alunos egressos de cursos da graduação da UFPB, cuja entrada no curso ocorreu no período de 2010 e 2011 e a conclusão até 2017, conjuntamente com informações do mercado formal de trabalho para o ano de 2018. A princípio, os resultados alcançados sugerem que os ex-alunos cotistas obtêm, em média, um salário hora em torno de 0,10 unidades monetárias inferiores no início de carreira, comparativamente aos egressos não beneficiários da política. Ainda se observou que os efeitos são maiores na mediana e no quantil mais elevado (0.75) da distribuição de salários hora, e que não houve indícios estatísticos de impactos entre os retornos salariais mais baixos. Finalmente, o terceiro ensaio examinou a probabilidade que egressos cotas da educação superior possam estar em situação de *overeducation*, isto é, trabalhando em ocupações que exigem menor grau de escolaridade. Igualmente ao segundo ensaio, foi empregado o mesmo conjunto de dados e o método de balanceamento por entropia com o PSM. Os resultados indicam para o conjunto de cursos da UFPB que a reserva de vagas não apresenta efeitos sobre a probabilidade dos egressos cotistas possam ser *overeducation*. Por outro lado, os ex-alunos cotistas, que se encontram no topo da distribuição de salários, bem como aqueles egressos cotistas de Ciências Humanas e Ciências Sociais Aplicadas apresentam maior probabilidade de ocupar postos de trabalho que não necessitam de nível superior, isto é, são potencialmente subutilizados no mercado de trabalho.

Palavras-chave: Política Afirmativa. Educação Superior. *Peer Effects*. Retorno Salarial. *Overeducation*.

Abstract

This thesis is composed for three studies that they evaluate the affirmative policy in the Brazilian higher education. The first study analyzes the peer effects on the quota students and non-quota students performance, using Universidade Federal da Paraíba (UFPB) data. The realization this investigation used the two-stage least squares with robust standard errors in cluster model. Therefore, it appealed to the administrative and academic records of the UFPB to the years 2010 and 2011. The results allow to evidence the reduction of 0,14 points of the peer effect between 2010 and 2011, as also a segregation of the peer effect, that is, the students are beneficiaries, academically only for the colleagues that present ticket mode same, standing out that the non-quota students exercise negative effects on the quota. The second study has the objective to estimate the the quota policy on the salary return in the UFPB former students career start impact. The reach of the objective gave up for the entropy balancing wiht Propensity Score Matching(PSM) association, as well as caululated it the quantile treatment effect 0.25, 0.50 and 0.75 of the hour wages distribution. Therefore, it considered the UFPB graduates courses former students data, whose entrance in the curso occurred in the period 2010 and 2011 and the completion until 2017, jointly with formal labor market data to the year 2018. At first, the achieved results suggest that the quota former students get, average, a hour wage around 0,10 currency units bottom in the career start comparatively to the politics non-beneficiaries former students. Still observed that the effectsare bigger in the median and in the highest quantile (0.75) of the hour wages distribution, and that there was not statisticians clues of impacts between the lower salary returns. Finally, the third study analyzed the probability that higher education quota former students cam be in overeducation situation, that is, working in occupations that require lower level of education. similarly to the econd study, was employed the data set same and entropy balancing method with PSM. The results indicate to the UFPB courses set that the vacancies reservation does not present effects on the probability of the quota former students cam be overeducation. On the other hand, the quota former students, that which meet in the top in the wage distribution, as well as those ones quota former students of the humanities sciences and applied social sciences present most probability to occupy labor post that are not need higher education, that is, the are potentially underused in the labor market.

Keywords: Affirmative Policy. Higher Education. Peer Effects. Wage Return.*Overeducation*.

Lista de tabelas

Tabela 1 – Participação das minorias no total de vagas em 2010 e 2011	25
Tabela 2 – Teste de diferença da nota média do vestibular por grande área . . .	26
Tabela 3 – Peer effect antes e após da política de cotas	27
Tabela 4 – Peer effect para os cotistas - Efeito da turma e dos grupos	28
Tabela 5 – Peer effect para os não cotistas - Efeito da turma e dos grupos . . .	29
Tabela 6 – Peer effect da turma por grande área para os cotistas	31
Tabela 7 – Peer effect desagregado por grande área para cotistas	32
Tabela 8 – Peer effect da turma por grande área para não cotistas	33
Tabela 9 – Peer effect desagregado por grande área para não cotistas	34
Tabela 10 – Comparativo entre a UFPB e as universidades nordestinas	36
Tabela 11 – Peer effect antes e após a política afirmativa	37
Tabela 12 – Peer effect para os cotistas - Efeito da turma e de seu Grupo	38
Tabela 13 – Peer effect para os não cotistas - Efeito da turma e de seu Grupo . .	39
Tabela 14 – Peer effect da turma por grande área cotistas (MQO)	40
Tabela 15 – Peer effect da turma por grande área para cotista (MQ2E)	41
Tabela 16 – Peer effect desagregado por grande para cotistas (MQO)	42
Tabela 17 – Peer effect desagregado por grande área para cotista (MQ2E)	43
Tabela 18 – Peer effect da turma por grande área para não cotistas (MQO) . . .	44
Tabela 19 – Peer effect da turma por grande área para não cotistas (MQ2E) . . .	45
Tabela 20 – Peer effect desagregado por grande área para não cotistas (MQO) .	46
Tabela 21 – Peer effect desagregado por grande área para não cotistas (MQ2E) .	47
Tabela 22 – Peer effect - Efeito geral durante a graduação (geral)	48
Tabela 23 – Peer effect - Efeito geral durante a graduação (cotista)	49
Tabela 24 – Peer effect - Efeito geral durante a graduação (não cotista)	50
Tabela 25 – Estatística Descritiva das Variáveis	60
Tabela 26 – Comparação da diferença entre a distribuição estatística das covariáveis antes e depois do balanceamento por entropia	64
Tabela 27 – Teste de diferença das covariadas antes e após o Balanceamento por Entropia	66
Tabela 28 – Efeito médio e quantílico sobre os tratados	68
Tabela 29 – Efeito médio por área do conhecimento	70
Tabela 30 – Efeito Médio por quantil por área do conhecimento	70
Tabela 31 – Análise de sensibilidade	72
Tabela 32 – Análise de sensibilidade por grande área	73
Tabela 33 – Grande grupo CBO 2002	75
Tabela 34 – Estatística descritiva das variáveis usadas no pareamento	86
Tabela 35 – Teste de diferença das covariadas antes e após o Balanceamento por Entropia	88
Tabela 36 – Efeito médio sobre os tratados para todos egresso e para os quantis salariais	91
Tabela 37 – Efeito médio por área do conhecimento	92
Tabela 38 – Análise de sensibilidade do quantil 0.75	93
Tabela 39 – Análise de sensibilidade por grande área	94

Lista de ilustrações

Figura 1 – Distribuição dos escores de propensão por grupo antes e depois do balanceamento por entropia	68
Figura 2 – Distribuição dos escores de propensão por grupo antes e depois do balanceamento por entropia	90

Lista de abreviaturas e siglas

ATT	<i>Average Treatment Effect on the Treated</i>
CBO	Classificação Brasileira de Ocupações
CA	Ciências Agrárias
CET	Ciências Exatas e da Terra
CH	Ciências Humanas
CS	Ciências da Saúde
CCSA	Ciências Sociais aplicadas
CEM	<i>Coarsened Exact Matching</i>
CNAE 2.0	Classificação Nacional de Atividades Econômicas versão 2.0
CPF	Cadastrado de Pessoa Física
EEI	Instituto de Engenharia de Elite
Eng	Engenharias
IES	Instituto de Ensino Superior
IFs	Institutos Tecnológicos
ISCO	<i>International Standard Classification of Occupations</i>
FIES	Fundo de Financiamento Estudantil
GMS	<i>Gates Millennium Scholarship</i>
LLA	Linguística, Letras e Artes
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
MQ2E	Mínimos Quadrados em Dois Estágios
NLS72	<i>National Longitudinal Study of the Class of 1972</i>
PROUNI	Programa Universidade para Todos
PNAD	Pesquisa Nacional Por Amostra de Domicílios
PSM	<i>Propensity Score Matching</i>
PSS	Processo Seletivo Sequenciado
RAIS	Relação Anual de Informações Sociais

REUNI	Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais
RQ	Regressão Quantílica
STEM	Ciências, Tecnologia, Engenharia e Matemática
UnB	Universidade de Brasília
UENF	Universidade Estadual do Norte Fluminense Darcy Ribeiro
UERJ	Universidade do Estado do Rio de Janeiro
UFPB	Universidade Federal da Paraíba

Sumário

1	INTRODUÇÃO	13
2	AÇÕES AFIRMATIVAS	15
2.1	Ações Afirmativas no Brasil	15
2.2	Ações Afirmativas na UFPB	17
3	AVALIAÇÃO DA POLÍTICA AFIRMATIVA SOBRE O <i>PEER EFFECT</i> NO ENSINO SUPERIOR	18
3.1	Introdução	18
3.2	Revisão de Literatura	20
3.3	Metodologia	21
3.3.1	Estratégia Empírica	21
3.3.1.1	Mínimos Quadrados Em Dois Estágios	21
3.3.1.2	Modelo Empírico	23
3.3.2	Dados	24
3.4	Resultados	24
3.4.1	Estatística descritiva	25
3.4.2	Peer Effect	27
3.5	Considerações Finais	34
3.6	APÊNDICE	36
4	AÇÃO AFIRMATIVA E GANHOS INICIAS APÓS A GRADUAÇÃO	51
4.1	Introdução	51
4.2	Revisão da Literatura	52
4.3	Metodologia	54
4.3.1	Estratégia Empírica	54
4.3.1.1	Balanceamento por Entropia	54
4.3.2	<i>Propensity Score Matching</i>	56
4.3.3	Análise de Sensibilidade	58
4.3.4	Dados	59
4.4	Resultados	60
4.4.1	Análise Descritiva	60
4.4.2	Efeitos da Política de Cotas	62
4.4.3	Análise de Sensibilidade	72
4.5	Considerações finais	74
4.6	APÊNDICE	75
5	POLÍTICA AFIRMATIVA E OVEREDUCATION	76
5.1	Introdução	76
5.2	Revisão de Literatura	78
5.2.1	<i>Overeducation</i>	78
5.3	Metodologia	81
5.3.1	Estratégia Empírica	81
5.3.1.1	Balanceamento por Entropia	81

5.3.2	<i>Propensity Score Matching</i>	82
5.3.3	Análise de Sensibilidade	83
5.3.4	Dados	84
5.4	Resultados	88
5.4.1	Análise do Ajuste do Modelo	88
5.4.2	Efeito Médio da Política Afirmativa	90
5.4.3	Análise de sensibilidade	92
5.5	Considerações Finais	94
 REFERÊNCIAS		 96

1 Introdução

A Índia foi o primeiro país a instituir ações afirmativas em sua constituição federal em 1940, reservando vagas no parlamento, ensino superior e funcionalismo público a indivíduos da casta dos intocáveis. No entanto, o termo só foi cunhado pela primeira vez apenas em 1965 nos Estados Unidos em meio as lutas por direitos civis. Posteriormente, as políticas afirmativas se disseminaram e passaram a ser adotadas em muitos países e áreas, dentre estas se destaca a política de cotas na universidade.

A política de reserva de vagas no ensino superior são promovidas em diversos países, sobretudo em nações com significativa desigualdade social, a exemplo do Brasil (VIEIRA; ARENDS-KUENNING, 2019). As mesmas são empregadas com o propósito de fomentar a igualdade de oportunidade e a justiça social por intermédio da democratização do acesso à universidade por parte de grupos sociais historicamente desfavorecidos e sub representados no ensino superior, proporcionando a estes o ingresso e a qualificação profissional, na expectativa de que os beneficiários da referida política após a diplomação ocupem melhores postos de trabalho e consequentemente remunerações mais elevadas, promovendo assim, a quebra da continuidade das desigualdades anteriores a graduação, como também permite ampliar a participação de indivíduos anteriormente marginalizados em setores da vida social, a exemplo da política e cultura (LOPES, 2017), (VIEIRA; ARENDS-KUENNING, 2019).

Ainda cabe destacar que ao viabilizar o ingresso de supostos candidatos academicamente menos capacitados, a ação afirmativa, em especial a reserva de vagas, busca minimizar o *déficit* da educação básica, esperando que seus beneficiários ao interagirem com colegas academicamente mais habilitados obtenham ganhos acadêmicos e sociais (SEKHRI, 2011).

Por outro lado, as políticas afirmativas são sobretudo uma intervenção no processo de seleção dos estudantes, que até então eram compreendidos como meritocráticos, ou seja, baseado na capacidade individual do candidato (GUARNIERI, 2008). Desta forma, a ação afirmativa restringe o acesso de candidatos academicamente mais hábeis, produtivos e com maior capacidade de inovação, bem como induz no esforço acadêmico e escolha do curso (ESTEVAM et al., 2018), forçando o candidato a migrar para graduações de sua menor preferência, produzindo a evasão e principalmente a formação de profissionais insatisfeitos, impondo assim, possíveis custos a sociedade e a economia, dado que o financiamento público do ensino superior (ANDRADE, 2004), (ARABAGE; SOUZA, 2017).

Neste sentido, surge a necessidade de investigações a respeito dos efeitos das políticas afirmativas no ensino superior. Portanto, diante do exposto acima, a presente tese tem como objetivo geral investigar os efeitos da política de cotas no ensino superior brasileiro sobre a interação acadêmica entre colegas beneficiários e não beneficiários da política quanto ao desempenho dos mesmos na graduação, como também seus impactos de curto prazo após a conclusão do curso, ou seja, no início da carreira profissional seguido ao diploma. Para tanto, a tese estar estruturada em três ensaios.

O primeiro visa examinar o *peer effect* sobre o desempenho acadêmico dos estudantes cotistas e não cotistas da Universidade Federal da Paraíba (UFPB), que

ingressaram em 2010 e 2011, tendo em vista que a referida instituição implantou ações afirmativas no vestibular de 2011. Para tanto, estimou-se um modelo *linear-in-means*, considerando como pares os estudantes que cursaram e pertenceram a mesma disciplina e turma.

Por seu turno, os dois seguintes ensaios investigam os efeitos da política de cotas da UFPB sobre variáveis de mercado de trabalho. Assim, o segundo ensaio buscou investigar o impacto da política de cotas sobre o retorno salarial dos egressos cotistas em início de carreira, já o terceiro teve como objetivo mensurar a probabilidade dos egressos cotistas da UFPB estarem em subutilização no mercado de trabalho, também conhecido como *overeducation*. Para a operacionalização dos três ensaios foram utilizados dados administrativos e acadêmicos da UFPB de 2010 e 2011. Já no segundo e terceiro ensaio, os dados da UFPB foram usados em conjunto com informações da RAIS identificada de 2018.

No capítulo a seguir é apresentado e discutido aspectos das ações afirmativas no ensino superior brasileiro, como também é descrito a política de cotas adotado pela UFPB e analisado pelo presente trabalho.

2 Ações Afirmativas

2.1 Ações Afirmativas no Brasil

Ações afirmativas caracterizam-se como políticas públicas sociais que alocam bens ou recursos em favor de indivíduos pertencentes a grupos sociais específicos, que historicamente foram discriminados e privados de seus direitos no passado, ocasionando, assim, uma condição de desigualdade que tende a se perpetuar.

Portanto, a referida política visa promover a equidade de oportunidade entre grupos sociais, por meio do aumento da representação de grupos discriminados no processo político e social, e no acesso às políticas públicas, como educação e saúde. Este acesso pode ocorrer através de múltiplos instrumentos, a saber: incremento na contratação, promoção no emprego, metas, cotas, bônus, bolsa de estudo, entre outros.

No Brasil, as políticas de ações afirmativas passaram a ser adotadas apenas após o processo de redemocratização, principalmente com o advento da Constituição de 1988. Neste período os movimentos sociais passaram a requerer medidas mais ativas do poder público diante das questões étnico-raciais, sociais e de gênero. Atualmente, a principal ação afirmativa em uso no Brasil são as cotas em universidades públicas, vindo as mesmas a serem implementadas inicialmente nos anos 2000, nas universidades estaduais do Rio de Janeiro (UERJ e UENF), bem como na Universidade de Brasília (UnB).

No ano de 2000, as universidades estaduais fluminenses modificaram os critérios de acesso por meio da lei estadual nº 3.524, de 28 de dezembro de 2000 (RIO, 2000), a mesma reservou 50% das vagas para egressos de escolas públicas. Em 2001, as IES do Rio passaram a adotar as cotas raciais por meio da lei estadual nº 3.708 de 2001 (RIO, 2001), que destinava 40% de vagas para candidatos autodeclarados negros e pardos, posteriormente essa política de cotas foi ampliada, passando a beneficiar indígenas e deficientes físicos.

A UnB, no que lhe concerne, foi a primeira universidade federal a utilizar as cotas raciais em seu processo de ingresso na graduação. Em 2004, a UnB passou a reservar 20% das vagas dos cursos para negros, além de disponibilizar vagas para indígenas conforme a demanda específica. Nos anos seguintes, diversas universidades passaram adotar algum tipo de política de ação afirmativa em seus processos seletivos.

Além dessas políticas iniciais, outras garantias legais foram instituídas a partir da promulgação da lei nº 12.711 de 29 de agosto de 2012 (BRASIL, 2012), que dispõe sobre o sistema de cotas nas universidades e instituições federais de ensino técnico, caracterizado como uma das principais políticas do setor educacional, a partir de então houve a padronização da política de cotas nas instituições federais de ensino.

A referida lei garante que, a partir de 2013, 50% das vagas em universidades e institutos federais sejam destinadas a alunos que realizaram integralmente o ensino médio em escola pública, em cursos regulares ou da educação de jovens e adultos. Inicialmente, nos quatro primeiros anos de vigência, os alunos podiam candidatar-se tanto na modalidade de cotas ou ampla concorrência. Por outro lado, no fim dos

primeiros quatro anos as instituições optaram se o candidato deveria se inscrever em ambas ou apenas uma modalidade. Vale ressaltar que as IES que já possuíam alguma política de cotas puderam manter, desde que atendessem as exigências da lei nº 12.711/2012.

Apensar de ser amplamente utilizada no Brasil, os trabalhos empíricos que investigam as políticas afirmativas ainda são restritos e escassos. A literatura nacional se debruçou sobre o respectivo tema, com destaque para a análise do desempenho dos cotistas, as chances de ingresso e evasão de grupos minoritários.

Neste contexto, Pereira, Bittencourt e Junior (2013) investigou o impacto das cotas sociais e racionais sobre o desempenho no Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (ENADE). Para tanto, os mesmos utilizaram informações do ENADE 2008, que forneceu 59 cursos e mais de 74 mil alunos. Os resultados alcançados sugerem que a política de cotas apresenta efeito negativo e significativo nos cursos de Pedagogia, História e Física, já o curso de Agronomia foi o único com impacto positivo e significativamente.

Já Junior, Souza e Waltenberg (2016) analisaram a política de cotas na UERJ, a primeira instituição brasileira a adotar reserva de vagas. Os autores descobriram que a proporção de inscrições por vaga e as pontuações mínimas de admissão são consideravelmente mais baixas entre os candidatos cotistas, assim poucos desses estudantes conseguiriam uma vaga na ausência da política de cotas. Junior, Souza e Waltenberg (2016) ainda apontam que a difere nas pontuações no teste de admissão estão associadas principalmente a fatores socioeconômicos, e não raciais.

Por sua vez, Estevan, Gall e Morin (2018), estudaram o caso da Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP), em 2005 a referida instituição concedeu pontos de bônus em seu exame admissional a candidatos que cursaram integralmente o ensino fundamental na rede pública. Assim, estes candidatos recebem 30 pontos de bonificação em sua nota, mais um adicional de 10 pontos se eles se autodeclararem da raça preta, parda ou indígena. Diante disto, os autores examinaram o efeito da política de bônus na composição dos alunos, bem como sobre o esforço de preparação para o exame. Os resultados indicaram que a política promoveu um aumento significativamente da probabilidade de admissão de candidatos do ensino médio público. Em relação ao esforço, os autores encontram poucas evidências.

Mas recentemente, Vieira e Arends-Kuenning (2019) investiga o impacto da adoção de ações afirmativas na matrícula de alunos de origens desfavorecidas no Brasil. Os autores, evidenciaram que a adoção de ações afirmativas aumentou a matrícula de alunos do ensino médio público e negros. Contudo, Silva et al. (2019) identifica que o efeito se concentrou em cursos mais competitivos e de maior prestígio.

Em um estudo para Universidade Federal da Paraíba, Silva et al. (2019) examina os efeitos da política afirmativa implantada em 2011, em específico a reserva de vagas, sobre o esforço e o abandono dos beneficiários da política. Os resultados obtidos no trabalho, sugerem que a política de cotas da instituição diminui o esforço dos estudantes cotistas, porém os mesmos apresentaram maior persistência no ensino superior em relação aos não cotistas, ou seja, os estudantes beneficiários da política se evadiram menos.

2.2 Ações Afirmativas na UFPB

A Universidade Federal da Paraíba (UFPB), assim como outras universidades brasileiras, instituiu a reserva de vagas antes mesmo da lei de cotas de 2012, que regulamentou a reserva de vagas em todas as universidades e institutos federais. Em março de 2010, o Conselho Superior de Ensino, Pesquisa e Extensão (Consepe) da UFPB aprovou o projeto com as propostas de ações afirmativas correspondentes à reserva de vagas com recortes social e racial. Assim, em abril do mesmo ano foi publicado a resolução n° 09/2010, que estabeleceu a modalidade de ingresso via reserva de vagas para acesso aos cursos de graduação da UFPB e dá outras providências.

À vista disso, em 2011 ocorreu o primeiro Processo Seletivo Sequenciado (PSS) com reserva de vagas. Deste modo, mediante o edital n° 40/2010, as vagas ofertadas deveriam ser ocupadas das seguintes formas: (a) por concorrência geral; (b) por reserva de vagas. No PSS de 2011, 25% do total de vagas ofertadas foram reservadas aos candidatos que cursaram todo o ensino médio e, pelo menos, três séries do ensino fundamental em escolas da rede pública.

Dentre os 25% das vagas destinadas à política de cotas ainda há uma subdivisão. Dessa forma, as vagas foram reservadas a candidatos com deficiência, negros, pardos e indígenas. Para determinar o quantitativo de vagas pelo critério racial, foi utilizado como parâmetro a participação desses grupos raciais na população do estado da Paraíba, conforme os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), constantes do Censo 2000 e do edital n° 40/2010.

Assim, dos 25% das vagas reservadas, 56% foram reservados para negros e pardos, 0,29% para indígenas e 5% para portadores de necessidades especiais. Segundo o edital n° 40/2010, no ato da inscrição o candidato deveria informar por qual opção de reserva de vagas a que pretende concorrer, dentre as destinadas aos seguintes grupos: a) negros (pretos e pardos); b) indígenas; c) pessoas com deficiência; d) demais candidatos da rede pública de ensino.

Ressalta-se ainda, que os candidatos devem comprovar a informação prestada na inscrição, através de documentos que deveriam ser apresentados no ato do cadastramento, sendo os seguintes: certificados de conclusão e históricos escolares do Ensino Fundamental e Médio reconhecidos pelo órgão público competente, no caso de candidato classificado na modalidade de reserva de vagas; laudo médico, atestado por Comissão Médica da UFPB, no caso de candidato classificado em vaga reservada a pessoa com deficiência e documento de autodeclaração étnico-racial, para candidato classificado em vaga destinada a preto (negro ou pardo) ou indígena, confirmando informação prestada no ato da inscrição.

3 Avaliação da Política Afirmativa Sobre o *Peer Effect* no Ensino Superior

3.1 Introdução

Embora as políticas afirmativas visem equalizar as oportunidades entre grupos sociais, a literatura aponta visões antagônicas a seu respeito. Por um lado, a adoção de ações afirmativas sofre inúmeras críticas, dentre estas, a principal diz respeito a deficiência na formação escolar anterior dos seus beneficiários, isto é, os mesmos não teriam nível educacional suficiente, tornando-se, assim, uma ameaça à qualidade do ensino superior (VELLOSO, 2013).

Segundo Jr, Ramseyer e Standen (2011), pela própria definição conceitual de ações afirmativas, os estudantes minoritários tendem a ingressar com menor preparo em relação aos seus pares não cotistas, promovendo a incompatibilidade entre os mesmos. Jr, Ramseyer e Standen (2011), ainda destacam o problema da autosegregação, o que limitaria os benefícios acadêmicos da interação entre os grupos. Diante disto, os favorecidos pela política ficariam para trás em relação aos seus demais colegas. McCowan (2007), reforça a ideia acima, destacando, que dificilmente o ensino superior corrija as deficiências e desigualdades ocorridas ao longo dos anos que antecederam o ingresso na universidade.

Por outro lado, os proponentes e defensores das políticas afirmativas argumentam que os alunos de grupos minoritários teriam ganhos não só acadêmicos, mas também sociais como resultado da interação com colegas não cotistas que, a princípio, são academicamente mais fortes e preparados (SEKHRI, 2011), (CORTES, 2010), (ALON; MALAMUD, 2014). Assim, diante das políticas afirmativas impostas, surge uma questão de bem-estar: o agrupamento de estudantes cujas origens e habilidades diferem amplamente é benéfico? Ou seja, a interação entre estudantes cotistas e não cotistas maximizam os resultados acadêmicos de ambos? Ou os mesmos ofertam suporte acadêmico apenas ao seu grupo?

Isto posto, o presente ensaio tem por objetivo investigar o *peer effect* sobre o desempenho acadêmico dos estudantes cotistas e não cotistas em uma instituição pública de ensino superior brasileira, em particular a Universidade Federal da Paraíba (UFPB), nos anos de 2010 e 2011. A referida instituição implantou seu sistema de reserva de vagas em 2011, antes mesmo da lei 12.771 de 2012. As estimações consideram os efeitos da capacidade acadêmica média do colega de classe sobre o desempenho individual nas disciplinas, sendo inicialmente admitido todos os cursos e, posteriormente, por grandes áreas do conhecimento, tendo em vista a heterogeneidade e especificidades de cada campo de estudo. Diante disto, a hipótese investigada é que por compartilhar o mesmo ambiente de aprendizado, a interação entre alunos cotistas e não cotistas promovem efeitos sobre o desempenho acadêmico de ambos.

Estrategicamente para se identificar o *peer effect*, foram considerados pares aqueles calouros que cursaram e pertenceram respectivamente a mesma disciplina e turma, ou melhor, compartilharam o mesmo ambiente de aprendizagem, permitindo verificar

se a interação entre os beneficiários e não beneficiários influencia o desempenho dos mesmos. As turmas são formadas de forma sequencial e se baseia exclusivamente nos resultados do vestibular não permitindo escolhas por parte dos calouros quanto aos colegas e docentes. A adoção exclusiva dos calouros é realizada com o objetivo de superar o problema da autosseleção, tendo em vista a significativa aleatoriedade do vestibular, bem como o conhecimento dos estudantes de seus resultados em períodos anteriores pode influenciar na escolha do colega de classe e do docente em semestres posteriores (SACERDOTE, 2001), (ZIMMERMAN, 2003), (BRUNELLO; PAOLA; SCOPPA, 2010). Assim, o presente trabalho parte de um modelo *linear-in-means*, onde o desempenho do aluno é explicado pelo desempenho médio de seu grupo de pares, além das características próprias.

Contudo, a estratégia acima sofre de endogeneidade proveniente da simultaneidade entre o desempenho do indivíduo e do grupo que o mesmo pertence, como também através das características omitidas que são correlacionadas com os resultados dos estudantes, sendo também estas características correlacionada com a formação de vínculos entre os mesmos, como apontado em Sacerdote (2001), Zimmerman (2003), Lyle (2007), Goldsmith-Pinkham e Imbens (2013), Ahn e Trogdon (2017). Diante disto, para alcançar os resultados esperados foi aplicado o método de Regressão de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) com erros-padrão robustos em *cluster*, o mesmo é amplamente empregado para identificar o *peer effect* e se traduz na utilização de variáveis instrumentais que, no caso do presente estudo trata-se da nota média no exame admissional, usado como um previsor da capacidade acadêmica anterior ao ingresso no ensino superior (ZIMMERMAN, 2003), (SEKHRI, 2011).

O conjunto de informações que viabilizou o estudo corresponde aos registros administrativos e acadêmicos da UFPB para os calouros de 2010 e 2011, visto que a UFPB passou a utilizar ações afirmativas em seu processo admissional a partir de 2011. Assim, as informações de 2010 permite comparar o *peer effect* entre as turmas com e sem cotistas, como também minimizar o problema do viés de seleção. A identificação dos pares é viável, dado que os dados da UFPB fornecem a identificação da turma e da disciplina ao qual cada aluno pertenceu.

Ainda cabe apontar os fatores que levaram a escolha da UFPB. O primeiro, é o destaque que a mesma tem entre as universidades nordestinas, sendo a quarta em número de alunos da região segundo o censo do ensino superior de 2018. Por outro lado, os resultados alcançados no presente trabalho podem ser tomados por outras instituições nordestinas para a toma de decisão quanto as políticas afirmativas, dado à similaridade da UFPB com as mesmas ¹. A escolha pela UFPB se deu também pela inviabilidade de se obter informações de todas as instituições públicas, como também pelo fato de que cada universidade tem liberdade de manter suas próprias iniciativas e critérios respeitando a Lei nº 12.711/2012 (BRASIL, 2012).

Vale destacar que apesar do amplo debate sobre as políticas de ações afirmativas no Brasil, a discussão se restringe significativamente ao âmbito histórico, filosófico e pedagógico. Os escassos trabalhos empíricos, a exemplo de Pereira, Bittencourt e Junior (2013), Griner, Sampaio e Sampaio (2015), Vidigal (2015), Peixoto et al. (2016), Junior, Souza e Waltenberg (2016), Estevan, Gall e Morin (2018), Silva et al. (2019),

¹ No anexo do presente ensaio é apresentado alguns índices em relação a UFPB e ao conjunto das universidades nordestinas. Os indicadores demonstram haver semelhanças da UFPB com as demais Universidades localizadas na região Nordeste

Vieira e Arends-Kuenning (2019) destacam os efeitos da política de cotas sobre o desempenho e o esforço dos beneficiários, assim como sobre as chances de ingresso e evasão de grupos minoritários no ensino superior.

Quanto ao *peer effect*, a literatura internacional tem ampliando a discussão dado o crescente interesse pela identificação do *peer effect* sobre os resultados individuais, incluindo não apenas educação, mas também questões de saúde (ALI; DWYER, 2009), (LOH; LI, 2013), (FORTIN; YAZBECK, 2015), (AJILORE; AMIALCHUK; EGAN, 2016), (LIM; MEER, 2018), (STROMBOTNE; FLETCHER; SCHLESINGER, 2019). Contudo, a literatura nacional ainda é escassa, e as poucas evidências empíricas se restringem ao ensino fundamental (FIRPO; JALES; PINTO, 2015), (JALES, 2010).

Desta forma, o presente ensaio visa contribuir com a literatura diante da falta de evidências empíricas a respeito dos efeitos da interação entre estudantes universitários com diferentes níveis de habilidades acadêmicas, produto da política de cotas adotada na última década no Brasil. Por outro lado, a identificação do *peer effect* pode auxiliar na formulação e revisão das políticas de cotas, em específico na forma de admissão e alocação dos alunos buscando maximizar o aprendizado dos estudantes, e na implementação de ações auxiliares a política de cotas.

Além dos aspectos introdutórios, o presente ensaio ainda é composto por mais cinco seções, a seguir é discutido como são formadas as turmas. Na sequência é apresentado a revisão da literatura do *peer effect*. Mais adiante, é discutido a estratégia metodológica adotada para identificar o *peer effect*. Posteriormente, se apresentam os resultados alcançados. Na última seção, são expostas as principais considerações finais.

3.2 Revisão de Literatura

A literatura acerca do *peer effect* vem se ampliando e difundindo, sendo estudada em inúmeras temáticas, como saúde (STROMBOTNE; FLETCHER; SCHLESINGER, 2019), (GWOZDZ et al., 2015), consumo de cigarro e álcool (ALI; DWYER, 2009), (AJILORE; AMIALCHUK; EGAN, 2016), finanças (LIEBER; SKIMMYHORN, 2018), (GORTNER; WEELE, 2019). Porém, a seção agora iniciada visa discutir, em específico, o *peer effect* na educação. Dentro os primeiros trabalhos sobre o tema no ensino superior, destacam-se Jr e Campbell (1964), McDill e Coleman (1965), onde os mesmos encontram evidências de *peer effect* na decisão de ingressar na universidade.

Contudo, a investigação do *peer effect* no ensino universitário não se limita a decisão de ingresso, a literatura ainda contempla a investigação do referido fenômeno sobre o desempenho acadêmico adotando diferentes estratégias. Os primeiros estudos foram desenvolvidos por Sacerdote (2001), Zimmerman (2003) realizando investigação de *peer effect* em dormitórios universitários.

Sacerdote (2001) utiliza dados exclusivos do *Dartmouth College* para medir o *peer effect* entre colegas de quarto no primeiro ano de faculdade, para tanto o autor utiliza os mínimos quadrados em dois estágios. Assim, Sacerdote (2001) encontra efeitos sobre a nota média dos estudantes e na decisão de ingressar em grupos sociais, como as fraternidades.

Aplicando a mesma estratégia adotada por Sacerdote (2001), Zimmerman

(2003) estima o *peer effect* nos resultados acadêmicos dos alunos do *Williams College*². Zimmerman (2003) sugere que os efeitos não são expressivos, mas são estatisticamente significativos, e que o *peer effect* quase sempre está mais fortemente ligado às pontuações em línguas do que às pontuações em matemática.

Utilizando a mesma estratégia de Sacerdote (2001) e Zimmerman (2003), mas considerando as áreas do conhecimento em suas estimações Brunello, Paola e Scoppa (2010) o investigaram a presença de *peer effect* em uma universidade pública de porte médio no sul da Itália. Os autores revelam que o efeito varia consideravelmente entre os campos de estudo, onde para os calouros matriculados em ciências exatas os efeitos são significativamente maiores em relação aos ingressantes de ciências humanas e sociais.

Diferenciando-se dos estudos acima, Ammermueller e Pischke (2009) investigam e estimam o *peer effect* ao nível de sala de aula para grupos tutoriais de alunos graduandos em economia da Universidade de Amsterdam. Os autores evidenciaram que em grupos monitorados, os alunos com baixa habilidade têm interações positivas com outros alunos e estão mais envolvidos, enquanto estudantes de alta habilidade não são afetados.

Um ambiente com presença de políticas afirmativas é analisado por Sekhri (2011) e Jr, Ramseyer e Standen (2011). Sekhri (2011) examinou a política de cotas na Índia, onde as castas inferiores são beneficiários de ações afirmativas. A autora evidenciou que os alunos de alta casta (não beneficiários) tem um efeito negativo no desempenho dos alunos de baixa casta, como também a qualidade dos pares de baixa casta afeta negativamente o desempenho de estudantes de alta casta. Neste caso, os resultados sugerem que esse ambiente não se mostra benéfico para os estudantes minoritários.

Já Jr, Ramseyer e Standen (2011) investigaram se os estudantes minoritários têm melhor desempenho quando compartilham a classe com outros alunos de sua etnia em duas faculdades de direito americanas. Os autores não encontram evidências de que ao acrescentar alunos do mesmo grupo ou de outro grupo étnico melhore o desempenho de alunos pertencentes a um determinado grupo, em vez disso, Jr, Ramseyer e Standen (2011) constataram uma redução do desempenho das minorias, embora em um valor pequeno.

3.3 Metodologia

A presente seção, particularmente, visa apresentar a estratégia metodológica adotada no presente ensaio. Na primeira parte é discutido o instrumental empírico que se mostra mais adequado ao problema, e na sequência é apresentado a base de dados que viabiliza o estudo.

3.3.1 Estratégia Empírica

3.3.1.1 Mínimos Quadrados Em Dois Estágios

Desde sua criação, o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) se tornou ferramenta fundamental para estudar a relação entre duas ou mais variáveis,

² *Williams College* é uma faculdade de artes liberais em Williamstown, Massachusetts, Estados Unidos.

com a finalidade de estimar/prever a resposta média da variável dependente em termos dos valores assumidos pelas covariáveis (x).

Entretanto, para o objetivo proposto, o MQO não permite a identificação dos parâmetros devido à violação do pressuposto de ortogonalidade, dado a simultaneidade entre a nota do aluno i e a nota média do grupo a qual o mesmo pertence, tendo em vista que, assim como a nota do indivíduo na disciplina é influenciada pela média do seu grupo, a nota do grupo na disciplina também depende do desempenho do indivíduo que integra esse grupo, caracterizando uma correlação entre o termo de erro e uma das variáveis independentes (regressores endógenos). Assim, não só haverá um efeito direto via βx , mas também indireto através do termo de erro ϵ (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Deste modo, caso se realize a estimação por MQO, os resultados estarão viesados (tendenciosos) e inconsistência (GREENE, 2012). Consequentemente, as estimações não refletiram os verdadeiros parâmetros, como também a variância não tenderá a zero. Logo, os estimadores não convergirão aos parâmetros populacionais, mesmo que se aumente a amostra indefinidamente. Desta forma, dado o viés e a inconsistência do MQO, é necessário um método que produza variações exógenas apenas no regressor, uma alternativa são os Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), o referido método emprega a técnica de variáveis instrumentais para contornar o problema da endogeneidade.

O método de mínimos quadrados em dois estágios consiste em duas modelagens de MQO: No primeiro estágio, se regredi cada variável explicativa do modelo original em função dos instrumentos Z_i e do vetor de variáveis exógenas X_i gerando uma matriz de valores ajustados em cada uma das regressões:

$$D_i = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \gamma_2 X_i + \eta_i \quad (3.1)$$

Após estimar o primeiro estágio, obtemos o valor predito $\hat{D}_i$. No segundo estágio, estima-se o modelo para a variável resposta em função dos valores estimados para as variáveis explicativas e predito.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \hat{D}_i + \beta_2 X_i + \epsilon_i \quad (3.2)$$

Onde, y_i é a variável dependente, $\hat{D}_i$ é o predito obtido pelo primeiro estágio, X_i é o vetor de variáveis explicativas e ϵ_i o erro. Ressalta-se ainda que se estimou o MQ2E com erros-padrão robustos em *cluster*, visto que se assume a dependência entre os alunos em uma turma, porém não entre as classes (WHITE, 1982).

Por outro lado, tendo por objetivo estimações, consistentes, realizou-se dois testes. O primeiro diz respeito ao teste de endogeneidade, que mostra se a utilização de MQ2E é necessária. Para tanto, Hausman (1978), sugeriu realizar uma comparação direta das estimativas de MQO e MQ2E e determinar se as diferenças são estatisticamente significantes. Caso as estimativas geradas por MQO e MQ2E diferirem de forma significativa, se conclui que a variável testada deve ser endógena e, assim as estimações por MQ2E serão consistes. Já para verificar a relevância dos instrumentos, realizou-se o teste de instrumento fraco (*Weak instruments*), sendo este um teste F nos instrumentos na primeira etapa da estimação, onde a hipótese nula é que temos essencialmente instrumentos fracos.

3.3.1.2 Modelo Empírico

O presente ensaio almeja identificar e mensurar o *peer effect* sobre o desempenho dos cotistas e não cotistas da UFPB, para tanto, se partirá do modelo *linear-in-means*, abordagem frequentemente utilizada para estimar *peer effect* na pesquisa econômica. O referido modelo permite descrever o resultado de um indivíduo i em função da média do resultado de seus pares. Assim temos o seguinte modelo estrutural:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \bar{Y}_{ijt} + \beta_2 X_{ijt} + \mu_{jt} + \epsilon_{ijt} \quad (3.3)$$

Onde Y_{ijt} representa a nota final do aluno i pertencente ao grupo j na disciplina t , X_{ijt} é o vetor de características específicas do estudante i , já $\bar{Y}_{ijt}$ corresponde a nota média da pontuação na disciplina do grupo que o indivíduo i faz parte, ou seja, os alunos que pagaram a mesma disciplina, sendo está a variável que capta o *peer effect*, μ_{jt} é o efeito fixo da turma e ϵ_{ijt} é o termo de erro, sendo estimado uma equação para os beneficiários e não beneficiários da política afirmativa.

Como visto na sessão anterior, o presente modelo sofre de endogeneidade, advinda da simultaneidade, entre a nota do aluno i (Y_{ijt}) e a nota média do grupo que o mesmo pertence $\bar{Y}_{ijt}$. Assim, a literatura sobre *peer effect* aponta como solução uma medida de aprendizagem defasada dos pares como instrumento, da forma utilizada em Sacerdote (2001), Zimmerman (2003), Ammermueller e Pischke (2009) e Brunello, Paola e Scoppa (2010), isto é, uma medida do nível de capacidade/habilidade acadêmica dos pares antes da interação dos mesmos, no presente caso, pretende-se utilizar a nota média obtida pelos alunos no exame de admissão da instituição em análise (PSS). Assim, a equação 1 assumira a seguinte forma no primeiro estágio:

$$T_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \bar{N}_{-ijt} + \alpha_2 X_{ijt} + \mu_{jt} + \epsilon_{ijt} \quad (3.4)$$

Onde T_{ijt} representa a média final na disciplina do grupo que o aluno i pertence, X_{ijt} é o vetor de características do estudante i , $\bar{N}_{-ijt}$ corresponde a média da nota no exame de admissão do grupo que o indivíduo i pertence, sendo descartada a nota do próprio estudante i , μ_{jt} é o efeito fixo da turma e ϵ_{ijt} é o termo de erro. Obtido o valor predito de T_{ijt} , será estimado o seguinte modelo no segundo estágio:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 T_{ijt} + \beta_2 X_{ijt} + \mu_{jt} + \epsilon_{ijt} \quad (3.5)$$

A estratégia acima estima o efeito de pares de cotista e não cotistas para o conjunto de estudantes de sua classe, assim, T_{ijt} representa a média de desempenho da classe. No intuito de verificar o efeito cruzado entre os beneficiários e não beneficiários da política afirmativa, teremos o seguinte modelo empírico do *peer effect* em separado:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 T_{ijt} + \beta_2 T_{-ijt} + \beta_3 X_{ijt} + \mu_{jt} + \epsilon_{ijt} \quad (3.6)$$

Onde Y_{ijt} é a nota do aluno i , T_{ijt} é o predito do grupo que o indivíduo i faz parte e T_{-ijt} é o predito do outro grupo, neste caso, se terá duas equações. Desta forma, pretende-se verificar se a presença de cotista é benéfica ou não aos não cotistas, bem como o inverso.

Ainda cabe destacar que, os modelos de *peer effect* podem sofrer com o problema de auto-seleção na formação dos grupos, ou seja, os indivíduos podem se auto selecionar para compor a turma, isso ocorre quando a amostra não é aleatória. Contudo, no Brasil, e especificamente a instituição em análise, tem como única regra de ingresso um exame de admissão, consequentemente esta norma gera variação quase aleatória na qualidade dos pares dos alunos admitidos.

3.3.2 Dados

As estimativas do presente ensaio se basearam em um conjunto de dados administrativos e acadêmico da UFPB, que reúne informações socioeconômicas dos alunos, bem como as notas de admissão, de desempenho durante o curso, modalidade³ de ingresso dos estudantes e o *background* familiar.

A identificação dos pares é viável, tendo em vista que o conjunto de informações fornecem a identificação dos alunos, das turmas e das disciplinas ao qual cada estudante pertence, bem como se o mesmo ingressou por ampla concorrência ou por políticas afirmativas, assim pode se estabelecer os grupos de pares como os alunos que tiveram a mesma forma de ingresso, tal como participaram da mesma turma e disciplina. Ressalta-se ainda que, as turmas formadas apenas por cotistas ou não cotistas não foram consideradas na análise, tendo em vista a ausências de interação entre esses dois grupos.

Na tentativa de minimizar o problema da autosseleção presente em medidas de *peer effect* (SACERDOTE, 2001), (ZIMMERMAN, 2003), (WANG; CHENG; SMYTH, 2018), adotou-se estrategicamente como amostra apenas informações do primeiro semestre dos estudantes admitidos em 2010 e 2011, tendo em vista as restrições impostas aos calouros em relação às escolhas de colegas e docentes.

Quanto ao modelo descrito na sessão anterior, o mesmo emprega um vetor de características socioeconômicas dos estudantes (X_{ijt}), composto pelas seguintes variáveis: idade, gênero, raça, escolaridade dos pais, renda da família, origem escolar, tempo de conclusão do ensino médio, estado civil e se o estudante trabalha. Por seu turno, as notas de admissão serão tomadas como medida da capacidade acadêmica prévia dos estudantes, bem como variável instrumental que permitirá captar o *peer effect*. Por outro lado, as notas finais nas disciplinas serão empregadas como variável de resposta. Ainda se ressalta a necessidade da eliminação de indivíduos com falta de informações, tal como aqueles estudantes que apresentaram os seguintes *status* de matrícula: reprovado por falta, dispensado, trancado, excluída e cancelada, considerando que estes estudantes não interagiram com os demais pares.

3.4 Resultados

A seção atual trata da discussão dos resultados alcançados pelo estudo, o qual lança mão do exame do *peer effect* entre os calouros da UFPB na presença de política afirmativa. Para tanto, a mesma foi dividida em dois momentos. No primeiro, é apresentado uma análise estatística preliminar das informações empregadas neste

³ A modalidade de ingresso tratada no presente ensaio, refere-se ao ingresso por ampla concorrência ou por política de cotas.

trabalho. No segundo, são discutidos os resultados econométricos que procuram identificar o *peer effect*.

3.4.1 Estatística descritiva

A Universidade Federal da Paraíba implantou sua política de cotas no Processo Seletivo Seriado - (PSS) de 2011, isto é, antes da consolidação das leis de cotas de 2012, tendo critérios étnico-raciais (negros, pardos e indígenas), de origem escolar do candidato (escola pública) e necessidades especiais, dispondo estes de 25% do total das vagas ofertadas. Desse modo, a tabela 1 apresenta a participação das referidas minorias no número de ingressantes de 2010, ano do último vestibular sem ações afirmativas, tal como de 2011, o primeiro ano com política de reserva de vagas.

Tabela 1 – Participação das minorias no total de vagas em 2010 e 2011

<i>Crítérios</i>	<i>2010</i>	<i>2011</i>	<i>Varição</i>
Negro	8,93%	8,91%	-0,02%
Pardo	36,4%	38,8%	2,4%
Indígena	1,41%	1,92%	0,51%
Escola Pública	50,5%	53,8%	3,3%
Necessidades Especiais		0,16%	0,16%

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

A partir das informações apresentadas na tabela 1, nota-se a princípio, um tímido crescimento da participação das minorias no total de vagas para o primeiro ano da política de cotas na UFPB, com exceção para os negros, tendo em vista a pequena retração de 0,02%. Se considerado o critério étnico-racial, trona-se cabível apontar a significativa participação dos pardos, e sua expansão entre 2010 e 2011. Quanto ao critério de origem escolar do estudante, houve um acréscimo de 3,3% do número de calouros com origem em escola pública, superando o número de alunos que realizaram o ensino médio na rede privada. No que se refere aos cinco cursos mais concorridos nos vestibulares de 2010 e 2011, verificou-se que os egressos da rede pública de ensino aumentaram sua participação nestes cursos, com destaque para os cursos de Odontologia, Fisioterapia e Medicina. Já em relação ao critério étnico-racial, observou-se que o aumento se deu entre os indígenas nos referidos cursos, por outro lado, houve queda entre negros e pardos, com exceção apenas do curso de Fisioterapia. Do número de cotistas ingressantes no primeiro ano de política afirmativa, 92% são provenientes de escola pública, dos quais 62% são não brancos, sendo em grande parte, pardos (43,7%). No que se refere a renda dos calouros cotistas, 61% possuem renda de até dois salários mínimos. No tocante a escolaridade dos pais, os dados evidenciam que apenas 4,5% dos pais e 6,3% das mães dos cotistas possuem ensino superior, frente a respectivamente 20,7% e 25,7% dos pais dos alunos não cotistas, revelando que estes últimos possuem um melhor *Background* familiar. Diante disto, apesar de pequena, constata-se uma ampliação da participação das minorias no total de vagas, principalmente egressos da rede pública de ensino, que apresenta uma qualidade inferior à privada. Dentre o conjunto de informações, a que permite identificar e estimar o *peer effect* é a pontuação média dos estudantes alcançada no PSS, a mesma foi utilizada como variável instrumental, no propósito de solucionar o problema de endogeneidade, e tomada previamente como o principal controle da

capacidade acadêmica dos calouros antes do ingresso no ensino superior. Dessa forma, a tabela 2 apresenta a pontuação média no vestibular, o número de alunos admitidos e o resultado do teste (teste t) de diferença de médias por grande área de conhecimento e para o conjunto de cursos da UFPB antes (2010) e após (2011) a intervenção da política de cotas.

Tabela 2 – Teste de diferença da nota média do vestibular por grande área

<i>Grandes Áreas</i>	<i>Nota Média do Vestibular</i>						
	<i>Sem Cotas</i>		<i>Não Cotistas</i>		<i>Cotistas</i>		<i>Diferença</i>
	<i>2010</i>	<i>Ingres.</i>	<i>2011</i>	<i>Ingres.</i>	<i>2011</i>	<i>Ingres.</i>	
Ciências Agrárias	485	917	493	621	464	116	29***
Ciências da Saúde	572	1001	583	821	533	212	50***
Ciências Exatas e da Terra	506	1237	522	1000	486	132	36***
Ciências Humanas	514	2301	520	1752	495	232	25***
Ciências Sociais aplicadas	503	1938	512	1574	470	426	42***
Engenharias	568	880	569	1033	524	248	45***
Linguística, Letras e Artes	506	1712	512	1570	488	288	24***
UFPB	523	10.291	530.1	8492	494.2	1654	35,9***

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota: ***p-valor significativo a 1%. (Hipótese nula: diferença de média é igual a zero).

Os resultados da tabela 2, preliminarmente, sugerem que após a intervenção da política afirmativa na UFPB, a disputa por vagas de ampla concorrência se tornou modestamente mais rígida, se comparado ao vestibular de 2010, dado que se observa um leve aumento da pontuação média da modalidade de ampla concorrência entre 2010 e 2011 em todas as áreas do conhecimento, com destaque para Ciências Exatas e da Terra e Ciências da Saúde. Isto posto, a universidade passou a selecionar por ampla concorrência estudantes com maior potencial acadêmico, frente aos seus colegas beneficiários de ações afirmativas.

No que lhe concerne, os resultados do primeiro vestibular com sistema de cotas, revelam que em todos os campos do conhecimento houve significativa diferença da nota média de admissão em detrimento aos estudantes que ingressaram por políticas de cotas, sendo mais acentuada em Ciências da Saúde, Engenharias e Ciências Sociais Aplicadas. Desse modo, as informações da tabela 2, indicam que os beneficiários da política afirmativa na UFPB, em média, ingressam no ensino superior com menor preparo, ou capacidade acadêmica em relação aos estudantes que não recorreram à mesma, como encontrado por Jr, Ramseyer e Standen (2011).

Diante disto, os resultados iniciais sugerem que as ações afirmativas adotadas pela UFPB a partir 2011, elevaram a heterogeneidade das turmas quanto ao potencial acadêmico dos estudantes, em outros termos, os mesmos passaram a interagir em um ambiente mais diversos. Contudo, a literatura não aponta uma conclusão unanime em relação aos efeitos de tal interação, por um lado, aponta-se que os beneficiários de ações afirmativas por ingressarem com menor preparo, como visto acima, não acompanhariam academicamente seus colegas não cotistas, promovendo a incompatibilidade entre os mesmos (JR; RAMSEYER; STANDEN, 2011). De outro modo, por interagirem

com estudantes mais capacitados, as menores teriam possíveis ganhos acadêmicos e sociais. Entretanto, até então, a literatura não aponta evidências desses efeitos no ensino superior brasileiro, tão pouco sua direção. Assim, a próxima seção apresenta os resultados das estimações que procuram identificar e mensurar o *peer effect* na presença de políticas afirmativas na UFPB.

3.4.2 Peer Effect

A presente seção pretende discutir o possível *peer effect* sobre o desempenho individual dos estudantes na presença de políticas afirmativas. Para tanto, estimou-se três conjuntos de equações procurando identificar o *peer effect* entre os calouros cotistas e não cotistas.

A tabela 3 reporta os resultados do primeiro conjunto de equações, o qual tem o objetivo de identificar o *peer effect* entre os estudantes da UFPB antes e após a intervenção da política de cotas, tomando a capacidade acadêmica média da turma, ou seja, desconsiderando a modalidade de ingresso. Assim, estimou-se o *peer effect* via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) com erros-padrão robustos em *cluster*. Entretanto, o teste de *Wu-Hausman* apontou, categoricamente, que se deve assumir as estimativas via MQ2E. Ressalta-se ainda, que o teste de instrumento fraco (*Weak instruments*) indica que a nota média do vestibular é um instrumento válido e relevante.

As informações apresentadas na tabela 3 indicam que após a intervenção da política de cotas na UFPB o *peer effect* teve uma leve redução. Em 2010, a habilidade acadêmica média do colega de classe promovia um ganho de 0,56 pontos na nota final das disciplinas, enquanto, após a política de cotas esse ganho reduziu-se para 0,42 pontos. Desse modo, os resultados do primeiro conjunto de estimações sugerem que uma turma mais heterogênea, apesar de apresentar efeitos positivos quando considerado a capacidade acadêmica média da turma, o *peer effect* é menor em relação às classes mais homogêneas, tendo em vista que a UFPB ainda não empreendia a reserva de vagas no vestibular de 2010.

Tabela 3 – Peer effect antes e após da política de cotas

Variáveis	Média Final			
	MQO		MQ2E	
	2010	2011	2010	2011
Peer Effect (Turma)	0.68*** (0.01)	0.73*** (0.01)	0.56*** (0.06)	0.42*** (0.09)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	12932	9972	12932	9972
R ²	0.37	0.36	0.36	0.30
R ² Ajustado	0.37	0.36	0.34	0.30
F Statistic/Wald test	695.467***	477.217***	56.89***	46.58***
Weak instruments test			615.0***	462.11***
Wu-Hausman test			11.5***	41.99***

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota* p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E. Variáveis de controle: ocupado, sexo, raça, origem escolar, escolaridade do pai e da mãe, proporção de cotistas em sala, idade, tempo de conclusão do ensino médio, estado civil e renda.

Contudo, a influência acadêmica dos pares da turma no geral pode ocultar a heterogeneidade nos efeitos de grupos de pares baseados na modalidade de ingresso, considerando o *gap* de capacidade acadêmica dos grupos em análise, como visto na seção anterior. Diante disto, estimou-se o segundo conjunto de equações para os estudantes cotistas e não cotistas, tendo duas especificações. No primeiro caso se considerou a habilidade acadêmica média da turma sobre os dois grupos. No segundo, o *peer effect* é medido considerando a habilidade acadêmica média dos colegas que ingressaram pela mesma modalidade e do grupo oposto. Os resultados de tais estimações são apresentados na tabela 4, sendo considerado os resultados via MQ2E com base no teste de *Wu-Hausman*, já o teste *Weak instruments*, assim como nas primeiras estimações sugere que o instrumento usado não é fraco.

Tabela 4 – Peer effect para os cotistas - Efeito da turma e dos grupos

Variáveis	Cotistas			
	MQO		MQ2E	
Peer Effect (Turma)	0.90*** (0.02)		0.39* (0.20)	
Peer Effect (Não Cotista)		0.13*** (0.03)		-0.49*** (0.18)
Peer Effect (Cotista)		0.71*** (0.02)		0.95*** (0.10)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	2296	2291	2296	2291
R ²	0.45	0.54	0.34	0.44
R ² Ajustado	0.45	0.54	0.34	0.44
F Statistic/Wald test	156.15***	209.32***	9.048***	20.19****
Weak instruments test			89.28***	53.743***
Weak instruments test				99.60***
Wu-Hausman test			22.24***	8.48***

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E. Variáveis de controle: ocupado, sexo, raça, origem escolar, escolaridade do pai e da mãe, proporção de cotistas em sala, idade, tempo de conclusão do ensino médio, estado civil e renda.

A princípio, os resultados para os estudantes cotistas não se mostram tão positivos. Considerando preliminarmente a qualidade média geral da turma, verifica-se que a capacidade média da classe exerce potenciais efeitos positivos sobre o desempenho individual dos beneficiários da política de cotas. Assim, a qualidade média da turma promove um ganho de 0,39 pontos na média final das disciplinas. Contudo, cabe destacar que o impacto se dá em menor intensidade se comparado ao *peer effect* da tabela 3.

Já os resultados da segunda especificação, indicam que há possíveis ganhos acadêmicos para os estudantes cotistas induzido apenas pelo seu próprio grupo, gerando um acréscimo de 0,95 pontos na nota final das disciplinas. Em contrapartida, os colegas de turma não cotistas tendem a promoverem perdas acadêmicas aos estudantes beneficiários da ação afirmativa em torno de 0,49 pontos na média final. Assim, os resultados sugerem que ao concorrer e interagir com colegas de melhor capacidade acadêmica, os estudantes cotistas podem ser deixados para trás, conforme a leitura de

Jr, Ramseyer e Standen (2011). Neste sentido, os resultados alcançados para a UFPB vão de encontro a ideia de que a interação com pares de maior potencial proporcionaria benefícios acadêmicos para estudantes de grupos minoritários.

Por outro lado, os resultados para os estudantes não cotistas são mais otimistas, sendo apresentados na tabela 5. A primeira equação aponta *peer effect* positivo para os estudantes que ingressaram por ampla concorrência, quando se considera a qualidade média geral da turma, viabilizando um acréscimo de 0,59 na pontuação final das disciplinas, valor este maior que o observado para os estudantes cotistas, indicando que os não beneficiários da política tendem a alcançaram melhores resultados.

Quando considerado a capacidade média dos dois grupos, evidencia-se que os colegas cotistas não exercem efeitos acadêmicos estatisticamente significativos sobre os estudantes não cotistas. Assim, os ganhos acadêmicos dos alunos que ingressam por ampla concorrência são induzidos eventualmente apenas pelos colegas do seu próprio grupo.

Tabela 5 – Peer effect para os não cotistas - Efeito da turma e dos grupos

Variáveis	Não Cotistas			
	MQO		MQ2E	
Peer Effect (Turma)	0.69*** (0.01)		0.59*** (0.07)	
Peer Effect (Não Cotistas)		0.58*** (0.02)		0.58*** (0.14)
Peer Effect (Cotistas)		0.12*** (0.01)		0.07 (0.05)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	7.676	6.924	7.676	6.924
R ²	0.35	0.34	0.34	0.33
R ² Ajustado	0.35	0.34	0.34	0.33
F Statistic/Wald test	347.41***	272.55***	48.66***	45.21***
Weak instruments test			356.20***	169.20***
Weak instruments test				523.44***
Wu-Hausman test			3.78**	3.31**

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E. Variáveis de controle: ocupado, sexo, raça, origem escolar, escolaridade do pai e da mãe, proporção de cotistas em sala, idade, tempo de conclusão do ensino médio, estado civil e renda.

Os primeiros resultados retratados nas tabelas 4 e 5 apontam dois achados. O primeiro refere-se a potencial segregação do *peer effect* entre os estudantes da UFPB, em outras palavras, os colegas de classe tenderiam a ofertar apoio acadêmico apenas a pares que usaram a mesma modalidade de ingresso, este resultado se assemelha as conclusões de Sekhri (2011). Neste sentido, observa-se que há uma tendência de homofilia entre os calouros quanto a forma de ingresso, ou seja, os alunos são propensos a interagirem com mais frequência com aqueles que tiveram a mesma forma de ingresso. O segundo, tange aos efeitos negativos que os estudantes não beneficiários de ações afirmativas produzem sobre seus colegas cotistas. Em tal caso, as primeiras evidências sugerem que as interações em sala propiciada pela política de cotas podem não necessariamente produziu benefícios acadêmicos positivos e significativos a seus

beneficiários na UFPB, pois, os mesmo não se conectam positivamente com pares que ingressam sem o uso da referida política, mesmo num ambiente integrado, como também visto em Sekhri (2011).

Por outro lado, tendo em conta eventuais diferenças nos campos de estudo, estimou-se o terceiro conjunto de equações, sendo considerado a qualidade média geral da turma, como também a capacidade média de cada grupo (cotistas e não cotistas) por área do conhecimento. Como nas estimações anteriores, serão examinados os resultados via MQ2E, dado que o teste de *Wu-Hausman* indicou a presença de endogeneidade. Ressalta-se ainda que o teste *Weak instruments*, aponta a nota média do vestibular como um instrumento adequado.

Os primeiros resultados por campo de conhecimento são apresentados na tabela 6, a mesma reporta as estimativas do efeito da qualidade média da turma sobre os estudantes cotistas. A princípio, os achados indicam que a capacidade média dos pares da turma tende a oportuniza ganhos acadêmicos para os cotistas das áreas de Engenharias e Ciências da Saúde, promovendo respectivamente ganhos de 0,84 e 0,55 pontos na média final das disciplinas cursadas. Por outro lado, as demais áreas não apresentaram evidências estatísticas de que a habilidade dos pares da classe influencia o resultado individual dos alunos cotistas.

O destaque das áreas de engenharia e saúde pode estar ligado, de acordo com Brunello, Paola e Scoppa (2010), aos possíveis retornos salariais do mercado de trabalho, que segundo os mesmos afetam o esforço ideal dos alunos, nessas áreas estão incluídos cursos com perspectivas salarias mais elevadas como engenharia e medicina. Acrescenta-se ainda que os cursos desses campos de estudo são os mais concorridos o que pode sinalizar uma maior dedicação entre pares.

Tabela 6 – Peer effect da turma por grande área para os cotistas

<i>Variáveis</i>	<i>CA</i>	<i>CS</i>	<i>CET</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>Eng</i>	<i>LLA</i>
<i>MQO</i>							
Peer Effect (Turma)	0.83*** (0.08)	0.80*** (0.05)	0.96*** (0.11)	0.71*** (0.07)	1.39*** (0.06)	0.90*** (0.04)	0.75*** (0.05)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	284	352	180	300	519	247	357
R ²	0.37	0.45	0.43	0.32	0.48	0.65	0.39
R ² Ajustado	0.34	0.43	0.39	0.30	0.46	0.63	0.37
F Statistic	13.49***	25.51***	10.84***	12.78***	38.95***	36.32***	18.76***
<i>MQ2E</i>							
Peer Effect (Turma)	-2.49 (3.19)	0.55*** (0.10)	0.02 (0.38)	-5.61 (10.78)	-0.30 (0.90)	0.84*** (0.12)	-0.03 (0.43)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	284	352	180	300	519	247	357
R ²	0.48	0.41	0.19	0.66	0.25	0.64	0.05
R ² Ajustado	0.47	0.39	0.14	0.57	0.28	0.63	0.02
Wald test	0.326	6.574***	3.209***	0.215	1.317	12.78***	2.7**
Weak instruments test	1.23	124.86***	23.13***	0.36	5.99*	46.97***	9.29**
Wu-Hausman test	9.87***	8.32***	10.36***	8.81***	8.61***	5.261**	5.19**

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

CA: Ciências Agrárias, CS: Ciências da Saúde, CET: Ciências Exatas e da Terra, CH: Ciências Humanas, CCSA: Ciências Sociais Aplicadas, Eng: Engenharias, LLA: Linguística, Letras e Artes. Variáveis de controle: ocupado, sexo, raça, origem escolar, escolaridade do pai e da mãe, proporção de cotistas em sala, idade, tempo de conclusão do ensino médio, estado civil e renda.

De outro modo, quando se examina os efeitos da habilidade acadêmica de cada grupo sobre os calouros cotistas, os resultados apresentados na tabela 7 revelam que os pares não cotistas não promovem efeitos significativos sobre o desempenho dos seus colegas cotistas em nenhum campo do conhecimento. Em contrapartida, o potencial acadêmico dos cotistas mostrou-se estatisticamente insignificativo apenas para Ciências Agrárias e Ciências Humanas, nos demais campos de estudo a capacidade acadêmica média dos pares cotistas tendem a viabilizam retornos na nota final das disciplinas para os componentes do seu grupo, sendo mais acentuado nas áreas de Ciências Exatas e da Terra, Ciências Sociais Aplicada e Ciências da Saúde.

O elevado efeito observado na área de exatas encontra explicação em Carrell e West (2010), o mesmo aponta que alunos de cursos ligados a referida área tem mais aptidão e facilidade de integração frente as áreas de ciências humanas. No que lhe concerne, Brunello, Paola e Scoppa (2010) reforçam que cursos com uma carga matemática apresentam maior facilidade de compartilhamento das resoluções de problemas e exercícios melhorando o desempenho individual. Contudo, vale ressaltar que os resultados encontrados para engenharia nesse caso vão de encontro as ideias de Carrell e West (2010) e Brunello, Paola e Scoppa (2010).

Ainda conforme os resultados das tabelas 6 e 7, salvo as engenharias, observa-se que os cotistas enfrentam um *peer effect* eventualmente mais elevado quando os pares também pertencem a esse grupo de estudantes se comparado aos pares gerais. Isto posto, os achados acima apontam que os ganhos acadêmicos dos beneficiários da política de reservas de vagas na UFPB derivam potencialmente apenas do seu próprio

grupo.

Tabela 7 – Peer effect desagregado por grande área para cotistas

<i>Variáveis</i>	<i>CA</i>	<i>CS</i>	<i>CET</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>Eng</i>	<i>LLA</i>
<i>MQO</i>							
Peer Effect (Não cotista)	0.24** (0.10)	0.14* (0.08)	-0.33** (0.16)	0.28*** (0.09)	0.22*** (0.08)	0.12** (0.06)	0.13* (0.07)
Peer Effect (Cotista)	0.58*** (0.08)	0.67*** (0.07)	1.04*** (0.11)	0.46*** (0.05)	0.89*** (0.05)	0.76*** (0.05)	0.58*** (0.05)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	284	352	180	300	519	242	358
R ²	0.42	0.52	0.58	0.43	0.57	0.75	0.48
R ² Ajustado	0.39	0.50	0.55	0.40	0.56	0.74	0.46
F Statistic	14.74***	28.38***	17.84***	17.91***	52.01***	52.58***	24.14***
<i>MQ2E</i>							
Peer Effect (Não cotista)	4.32 (28.48)	-0.11 (0.29)	-0.63 (0.44)	-2.95 (3.82)	-0.43 (0.26)	0.29 (0.29)	-0.19 (0.24)
Peer Effect (Cotista)	7.81 (44.80)	0.71* (0.30)	1.14* (0.49)	0.53 (0.31)	1.06*** (0.15)	0.53* (0.24)	0.53*** (0.18)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	284	352	180	300	519	247	357
R ²	-66.08	0.49	0.57	0.49	0.52	0.72	0.40
R ² Ajustado	-66.07	0.47	0.53	0.47	0.51	0.71	0.38
Wald test	0.02	7.12***	5.99***	0.80	15.39***	15.1***	4.71***
Weak instruments test	4.79**	63.74***	17.27***	0.40	37.51***	19.63***	10.27***
Weak instruments test	1.34	39.95***	5.84**	5.61**	52.95***	20.97***	11.17**
Wu-Hausman test	2.37*	3.75**	2.55*	2.77*	5.81**	3.70**	3.11**

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

CA: Ciências Agrárias, CS: Ciências da Saúde, CET: Ciências Exatas e da Terra, CH: Ciências Humanas, CCSA: Ciências Sociais Aplicadas, Eng: Engenharias, LLA: Linguística, Letras e Artes. Variáveis de controle: ocupado, sexo, raça, origem escolar, escolaridade do pai e da mãe, proporção de cotistas em sala, idade, tempo de conclusão do ensino médio, estado civil e renda.

Já a tabela 8 apresenta os resultados para os calouros não beneficiários da política de cotas. Para os mesmos, se examinado a habilidade acadêmica média da turma, apenas a área de Ciências Agrárias não se mostra estatisticamente significativa, nos demais campos de conhecimento o efeito é positivo, com destaque para as áreas de engenharias e saúde. Assim, como para os calouros cotistas, esse resultado pode estar relacionado aos ganhos futuros no mercado de trabalho como aponta Brunello, Paola e Scoppa (2010), afetando o empenho ideal dos alunos independentemente da forma de ingresso.

Diante disto, se comparado aos resultados anteriores, nota-se que os estudantes não cotistas são os potenciais beneficiários de uma turma mais heterogênea, frente aos seus colegas cotistas, isto é, os resultados sugerem que a política de cotas adotada pela UFPB possivelmente não foi benéfica aos seus usuários ao proporcionar a interação com pares mais habilidosos academicamente.

Tabela 8 – Peer effect da turma por grande área para não cotistas

<i>Variáveis</i>	<i>CA</i>	<i>CS</i>	<i>CET</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>Eng</i>	<i>LLA</i>
<i>MQO</i>							
Peer Effect (Turma)	0.61*** (0.04)	0.72*** (0.02)	0.81*** (0.04)	0.58*** (0.03)	0.86*** (0.02)	0.76*** (0.03)	0.47*** (0.02)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	711	1093	750	1076	1794	937	1108
R ²	0.22	0.40	0.35	0.25	0.34	0.41	0.25
R ² Ajustado	0.21	0.39	0.34	0.24	0.33	0.41	0.24
F Statistic	17***	61.06***	33.92***	30.72***	76.61***	55.12***	30.69***
<i>MQ2E</i>							
Peer Effect (Turma)	-0.98 (0.84)	0.71*** (0.05)	0.64*** (0.10)	0.61* (0.18)	0.80*** (0.18)	0.85*** (0.08)	0.26* (0.14)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	711	1093	750	1076	1794	937	1108
R ²	-0.95	0.40	0.33	0.25	0.33	0.41	0.21
R ² Ajustado	-0.98	0.39	0.32	0.24	0.33	0.40	0.20
Wald test	1.632*	21.77***	10.61***	5.09**	6.921**	13.61***	5.399***
Weak instruments test	6.01*	402.7***	176.81**	35.35***	46.42***	159.94***	41.22***
Wu-Hausman test	9.30***	5.14**	4.49**	4.15**	3.10**	2.33*	2.29*

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

CA: Ciências Agrárias, CS: Ciências da Saúde, CET: Ciências Exatas e da Terra, CH: Ciências Humanas, CCSA: Ciências Sociais Aplicadas, Eng: Engenharias, LLA: Linguística, Letras e Artes. Variáveis de controle: ocupado, sexo, raça, origem escolar, escolaridade do pai e da mãe, proporção de cotistas em sala, idade, tempo de conclusão do ensino médio, estado civil e renda.

Por seu turno, as estimativas expressas na tabela 9 consideram os efeitos da capacidade média de cada grupo sobre o desempenho dos estudantes não cotistas. Primeiramente, observa-se que apenas a área de Linguística, Letras e Artes não apresenta *peer effect* estatisticamente significativo. Em relação as demais áreas, é possível observar que a habilidade acadêmica média dos pares não cotistas tende a oportunizar retornos acadêmicos positivos para seu próprio grupo, com destaque para área de engenharias. Esse resultado vai ao encontro dos apontamentos de Brunello, Paola e Scoppa (2010) e Carrell e West (2010), já que os cursos da referida área possui uma carga matemática expressiva. Entretanto, os resultados para Ciências Humanas discordam dos achados dos autores anteriormente citados, já que essa área não apresenta disciplinas quantitativas.

Já a capacidade média dos cotistas sobre os não beneficiários da ação afirmativa, aponta efeitos positivos apenas na área de Ciências da Saúde, enquanto Ciências Humanas e Engenharias tem efeitos negativos sobre a média final nas disciplinas cursadas pelos alunos não cotistas, ou seja, os calouros cotistas e não cotistas não se integram nas respectivas áreas.

Os resultados das tabelas 8 e 9, reforçam e indicam que os estudantes não cotistas foram os principais beneficiários da heterogeneidade das salas promovida pela políticas de cotas, dado que em seis áreas os efeitos são significativos para os pares gerais, e em quatro o *peer effect* da turma é superior ao efeito dos não cotistas sobre seu próprio grupo.

Tabela 9 – Peer effect desagregado por grande área para não cotistas

<i>Variáveis</i>	<i>CA</i>	<i>CS</i>	<i>CET</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>Eng</i>	<i>LLA</i>
<i>MQO</i>							
Peer Effect (Não cotista)	0.64*** (0.08)	0.48*** (0.04)	0.76*** (0.09)	0.53*** (0.04)	0.65*** (0.05)	0.83*** (0.05)	0.42*** (0.04)
Peer Effect (Cotista)	0.01 (0.06)	0.32*** (0.04)	0.08 (0.05)	0.08*** (0.02)	0.19*** (0.03)	0.02 (0.03)	0.10*** (0.03)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	667	1,023	596	1,056	1,777	711	884
R ²	0.24	0.43	0.32	0.25	0.33	0.46	0.26
R ² Ajustado	0.23	0.43	0.30	0.25	0.32	0.45	0.25
F Statistic	16.21***	59.23***	21.03***	27.42***	66.42***	46.41***	23.48***
<i>MQ2E</i>							
Peer Effect (Não cotista)	0.63*** (0.24)	0.32*** (0.19)	0.39* (0.21)	1.05** (0.42)	0.59*** (0.22)	1.44*** (0.17)	-2.10 (1.93)
Peer Effect (Cotista)	-0.32 (0.24)	0.47** (0.19)	0.19 (0.13)	-0.17** (0.08)	0.19 (0.13)	-0.12* (0.05)	0.23 (0.22)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	667	1,023	596	1,056	1,777	711	884
R ²	0.14	0.42	0.28	0.42	0.16	0.31	-4.01
R ² Ajustado	0.13	0.41	0.27	0.27	0.15	0.30	-4.08
Wald test	3.69***	19.83***	8.04***	3.97***	15.98***	11.54***	0.72
Weak instruments test	32.82***	185.20***	78.20***	27.37***	137.27***	28.88***	13.06***
Weak instruments test	17.86***	114.10***	77.45***	302.71***	50.36*	164.96***	48.02**
Wu-Hausman test	2.31*	2.39*	2.33*	12.56***	11.61***	11.11***	5.95**

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

CA: Ciências Agrárias, CS: Ciências da Saúde, CET: Ciências Exatas e da Terra, CH: Ciências Humanas, CCSA: Ciências Sociais Aplicadas, Eng: Engenharias, LLA: Linguística, Letras e Artes. Variáveis de controle: ocupado, sexo, raça, origem escolar, escolaridade do pai e da mãe, proporção de cotistas em sala, idade, tempo de conclusão do ensino médio, estado civil e renda.

Diante disto, as evidências obtidas por área de conhecimento reforçam os resultados anteriores, os quais sugerem a existência de segregação e homofilia do *peer effect*. Em outras palavras, os resultados acadêmicos dos estudantes cotistas e não cotistas tendem a serem maximizados apenas por colegas que ingressaram pela mesma modalidade. Acrescentam-se ainda os efeitos negativos que os estudantes não cotistas exercem sobre os colegas cotistas. Assim, não se observou eventuais ganhos e/ou benefícios acadêmicos em favor dos estudantes cotistas furto da interação com pares de maior nível acadêmico. Desse modo, apesar de garantir a reserva de vagas e assim ampliar a participação de minorias na universidade, as ações afirmativas aparentam não se mostra benéfica aos seus usuários após a admissão no ensino superior.

3.5 Considerações Finais

O presente ensaio teve como objetivo investigar o *peer effect* na Universidade Federal da Paraíba na presença de ações afirmativas, para tanto utilizou-se os microdados da referida instituição, tendo como corte temporal os anos de 2010 e 2011, dado que a UFPB passou a adotar políticas de reservas de vagas às minorias no vestibular

de 2011. A amostra foi composta apenas de calouros, tendo em conta a significativa aleatoriedade do vestibular, dado que os calouros não têm como realizar escolhas quanto aos docentes e seus colegas de sala. Desse modo, a contribuição do presente ensaio reside na falta de evidências empíricas dos efeitos da interação entre estudantes do ensino superior com diferentes níveis de habilidades acadêmicas fruto de políticas afirmativas.

Para alcançar o objetivo proposto, realizou-se uma análise preliminar das informações utilizadas, a qual evidenciou significativa diferença na nota média do vestibular entre estudantes cotistas e não cotistas, demonstrando haver um *gap* de habilidades acadêmicas, a qual pode refletir no desempenho dos colegas de classe. Estimou-se ainda três conjuntos de equações via MQ2E com a finalidade de identificar o *peer effect* na presença de cotas. A primeira procurou verificar os efeitos da capacidade média geral da turma independentemente da modalidade de ingresso em 2010 e 2011. Os resultados revelaram que apesar de positivos, o *peer effect* se reduziu para os estudantes da UFPB após a intervenção das ações afirmativas em 2011.

Em seguida, buscou-se estimar os efeitos do potencial acadêmico da turma, como também a influência da habilidade média dos colegas de classe que usaram a mesma modalidade de ingresso como do grupo oposto, sobre os estudantes cotistas e não cotistas. No caso da qualidade média da turma, os resultados demonstraram que o *peer effect* é positivo para ambos os grupos em análise, porém, maior para os indivíduos não cotistas, bem como estes exercem efeitos negativos sobre os usuários da política de cotas, outro achado relevante é o efeito positivo apenas entre os membros dos próprios grupos, isto é, os estudantes recebem suporte acadêmico apenas dos seus pares que ingressaram pela mesma modalidade.

O terceiro conjunto de equações diz respeito ao *peer effect* por grandes áreas do conhecimento. Considerada as especificidades de cada campo de conhecimento, os resultados alcançados ratificam as conclusões anteriores, os quais revelam uma segregação do *peer effect* entre os cotistas e não cotistas na UFPB. Em outras palavras, os estudantes se beneficiam academicamente apenas do seu próprio grupo, com exceção para a área das ciências da saúde, única a apresenta um efeito positivo entre ambos os grupos.

Diante disto, os resultados alcançados para a UFPB, sugerem que no ensino superior e na presença de ações afirmativas, a interação entre os estudantes usuários e não usuários da política de cotas aparentemente não promove possíveis ganhos acadêmicos a partir da capacidade/qualidade média de pares que ingressam por outra modalidade, mas apenas dos colegas do mesmo grupo, ou seja, evidenciou-se uma potencial segregação do *peer effect*. Assim, as ações afirmativas se mostram eficientes na reserva de vagas no ensino superior, como visto em trabalhos anteriores (ESTEVAM et al., 2018), (VIEIRA; ARENDS-KUENNING, 2019). Não obstante, a mesma ao viabilizar a interação de estudantes com significativa diferença de habilidades acadêmicas, tendem a reduzir os efeitos positivos de uma turma, bem como levam os seus usuários a serem deixados para trás. À vista disso, a política de reservas de vagas deve ser acompanhada por melhoras do ensino básico, com a finalidade de reduzir essa disparidade presente no início do ensino superior.

3.6 APÊNDICE

Tabela 10 – Comparativo entre a UFPB e as universidades nordestinas

<i>Variáveis</i>	<i>Nordeste</i>	<i>UFPB</i>	<i>Diferença</i>
Professor por Aluno	0,066	0,067	-0,001
Doutor por Aluno	0,046	0,052	-0,006
Mestre por Aluno	0,015	0,013	0,002
Especialista por Aluno	0,003	0,001	0,002
Técnico Administrativo por Aluno	0,077	0,119	-0,042
Proporção de Alunos brancos	0,242	0,222	0,02
Proporção de Alunos negros	0,156	0,059	0,097
Proporção de Alunos indígenas	0,006	0,005	0,001
Proporção de alunos pardos	0,416	0,371	0,045
Proporção de Alunos do sexo masculino	0,508	0,500	0,008
Proporção de Alunos do sexo feminino	0,492	0,500	-0,008
Proporção de cotistas raciais	0,203	0,217	-0,014
Proporção de cotistas de Escola pública	0,313	0,347	-0,034
Proporção de cotistas por renda	0,135	0,175	-0,04

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Tabela 11 – Peer effect antes e após a política afirmativa

Variáveis	Média Final			
	MQO		MQ2E	
	2010	2011	2010	2011
Peer Effect (Turma)	0.68*** (0.01)	0.73*** (0.01)	0.56*** (0.06)	0.42*** (0.09)
Ocupado	0.05 (0.04)	0.30*** (0.05)	0.02 (0.04)	0.26*** (0.06)
Mulher	0.18*** (0.02)	0.15*** (0.03)	0.24*** (0.04)	0.30*** (0.05)
Branca	−0.01 (0.02)	0.11*** (0.03)	−0.01 (0.02)	0.11*** (0.03)
Escola pública	0.05* (0.03)	−0.25*** (0.04)	0.04 (0.03)	−0.27*** (0.05)
Pai com ES	−0.04 (0.03)	0.08 (0.05)	−0.03 (0.03)	0.06 (0.05)
Mãe com ES	−0.02 (0.03)	−0.06 (0.04)	−0.01 (0.03)	0.04 (0.06)
Proporção de cotista		−0.49*** (0.16)		0.57 (0.43)
Idade	0.01 (0.01)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)
Tempo conclusão do EM	0.01** (0.00)	−0.03*** (0.01)	0.02*** (0.01)	−0.02** (0.01)
Casado	0.05 (0.06)	−0.07 (0.09)	0.07 (0.06)	−0.05 (0.09)
Renda até 2sm	−0.06* (0.03)	−0.03 (0.04)	−0.07** (0.03)	−0.05 (0.04)
Intercepto	2.87*** (0.09)	2.72*** (0.12)	3.65*** (0.44)	4.18*** (0.48)
Observações	12932	9972	12932	9972
R ²	0.37	0.36	0.36	0.30
R ² Ajustado	0.37	0.36	0.34	0.30
F Statistic/Wald test	695.467***	477.217***	56.89***	46.58***
Weak instruments test			615.0***	462.11***
Wu-Hausman test			11.5***	41.99***

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota* p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

Tabela 12 – Peer effect para os cotistas - Efeito da turma e de seu Grupo

<i>Variáveis</i>	<i>Cotistas</i>			
	<i>MQO</i>		<i>MQ2E</i>	
Peer Effect (Turma)	0.90*** (0.02)		0.39* (0.20)	
Peer Effect (Não Cotista)		0.13*** (0.03)		−0.49*** (0.18)
Peer Effect (Cotista)		0.71*** (0.02)		0.95*** (0.10)
Ocupado	0.17 (0.12)	0.08 (0.11)	0.05 (0.13)	−0.08 (0.13)
Mulher	0.26*** (0.08)	0.22*** (0.07)	0.41*** (0.11)	0.30*** (0.08)
Branca	0.29*** (0.08)	0.23*** (0.07)	0.30*** (0.08)	0.22*** (0.08)
Escola pública	0.06 (0.17)	−0.20 (0.16)	0.20 (0.18)	−0.27 (0.18)
Pai com ES	0.02 (0.15)	−0.16 (0.14)	−0.18 (0.18)	−0.33** (0.16)
Mãe com ES	−0.06 (0.14)	−0.03 (0.13)	0.26 (0.17)	0.20 (0.16)
Proporção de cotista	−0.59 (0.37)	0.32 (0.36)	0.64 (0.77)	1.42*** (0.50)
Idade	−0.004 (0.01)	−0.01 (0.01)	−0.01 (0.01)	−0.01 (0.01)
Tempo de conclusão do EM	0.01 (0.02)	−0.02 (0.02)	0.03 (0.03)	−0.01 (0.02)
casado	−0.0003 (0.16)	−0.01 (0.15)	0.17 (0.18)	0.10 (0.17)
Renda até 2 sm	0.05 (0.09)	0.06 (0.08)	−0.05 (0.10)	0.02 (0.09)
Intercepto	1.21*** (0.27)	1.71*** (0.25)	3.89*** (1.03)	3.92*** (0.67)
Observações	2296	2291	2296	2291
R ²	0.45	0.54	0.34	0.44
R ² Ajustado	0.45	0.54	0.34	0.44
F Statistic/Wald test	156.15***	209.32***	9.048***	20.19***
Weak instruments test			89.28***	53.743***
Weak instruments test				99.60***
Wu-Hausman test			22.24***	8.48***

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

Tabela 13 – Peer effect para os não cotistas - Efeito da turma e de seu Grupo

<i>Variáveis</i>	<i>Não Cotistas</i>			
	<i>MQO</i>		<i>MQ2E</i>	
Peer Effect (Turma)	0.69*** (0.01)		0.59*** (0.07)	
Peer Effect (Não Cotistas)		0.58*** (0.02)		0.58*** (0.14)
Peer Effect (Cotistas)		0.12*** (0.01)		0.07 (0.05)
Ocupado	0.37*** (0.07)	0.46*** (0.07)	0.36*** (0.07)	0.45*** (0.07)
Mulher	0.15*** (0.04)	0.12*** (0.04)	0.21*** (0.05)	0.16** (0.07)
branca	0.07 (0.04)	0.05 (0.04)	0.07* (0.04)	0.05 (0.04)
Escola Pública	-0.07 (0.05)	-0.09* (0.05)	-0.09* (0.05)	-0.09* (0.05)
Pai com ES	0.11** (0.06)	0.14** (0.06)	0.11* (0.06)	0.15** (0.06)
Mãe com ES	-0.11** (0.05)	-0.12** (0.06)	-0.08 (0.06)	-0.12* (0.07)
Proporção de cotista	0.21 (0.19)	-0.34 (0.23)	0.58 (0.37)	-0.08 (0.55)
Idade	0.01** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.01** (0.01)	0.02*** (0.01)
Tempo conclusão do EM	-0.05*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.06*** (0.01)
Casado	-0.04 (0.11)	-0.08 (0.11)	-0.05 (0.11)	-0.08 (0.11)
renda_ate2sm	0.004 (0.05)	-0.02 (0.05)	-0.001 (0.05)	-0.02 (0.05)
Intercepto	2.91*** (0.14)	2.93*** (0.15)	3.38*** (0.39)	3.14*** (0.45)
Observações	7676	6924	7676	6924
R ²	0.35	0.34	0.34	0.33
R ² Ajustado	0.35	0.34	0.34	0.33
F Statistic/Wald test	347.41***	272.55***	48.66***	45.21***
Weak instruments test			356.20***	169.20***
Weak instruments test				523.44***
Wu-Hausman test			3.78**	3.31**

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01. F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

As tabelas a seguir apresentam os resultados das estimações por área, sendo feitas para turma e de forma desagregada.

Tabela 14 – Peer effect da turma por grande área cotistas (MQO)

<i>Variáveis</i>	<i>CA</i>	<i>CS</i>	<i>CET</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>Eng</i>	<i>LLA</i>
Peer Effect (Turma)	0.83*** (0.07)	0.80*** (0.05)	0.96*** (0.11)	0.71*** (0.08)	1.39*** (0.06)	0.90*** (0.05)	0.75*** (0.06)
Ocupado	-0.44 (0.53)	-0.11 (0.29)	-0.51 (0.56)	-0.17 (0.27)	0.91*** (0.28)	-1.05 (1.01)	-0.01 (0.27)
Mulher	-0.28 (0.20)	0.31* (0.17)	0.61 (0.42)	0.89*** (0.20)	0.11 (0.17)	0.95*** (0.27)	0.39** (0.18)
Branca	0.02 (0.22)	0.48*** (0.17)	0.78* (0.45)	0.74*** (0.17)	0.27 (0.18)	0.48* (0.26)	0.82*** (0.19)
Escola pública	-0.58 (0.49)	0.76** (0.37)	-0.53 (0.86)	0.29 (0.71)	-0.22 (0.38)	-0.47 (0.85)	0.13 (0.45)
Pai com ES	-0.40 (0.47)	0.56 (0.37)	2.08 (1.64)		-0.39 (0.44)	0.13 (0.33)	-0.70*** (0.27)
Mãe com ES	-0.39 (0.38)	-0.03 (0.25)	1.39 (1.38)	0.74** (0.36)	-0.47 (0.36)	-0.57 (0.40)	0.60 (0.42)
Proporção cotistas	3.77* (2.21)	-1.86* (0.98)	-0.41 (2.05)	1.35* (0.75)	0.64 (1.24)	-0.32 (0.69)	-3.84*** (1.06)
Idade	-0.12** (0.05)	-0.02 (0.03)	-0.11** (0.05)	0.03* (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.16 (0.10)	-0.06* (0.03)
Tempo de conclusão do EM	0.23** (0.09)	-0.05 (0.05)	0.28** (0.11)	0.06 (0.06)	-0.15*** (0.05)	0.23* (0.14)	0.16*** (0.06)
Casado	-2.32*** (0.69)	0.37 (0.41)	2.78*** (0.79)	-0.49 (0.35)	0.04 (0.38)	0.39 (0.88)	0.35 (0.39)
Renda até 2 SM	0.36 (0.35)	-0.55*** (0.20)	1.30** (0.54)	-0.32* (0.19)	0.74*** (0.21)	-1.26*** (0.26)	0.49** (0.20)
Intercepto	3.38*** (1.17)	2.11*** (0.79)	1.33 (1.28)	0.46 (0.88)	-1.29* (0.70)	4.55** (1.83)	3.77*** (0.72)
Observações	284	352	180	300	519	247	354
R ²	0.37	0.45	0.43	0.32	0.48	0.65	0.39
R ² Ajustado	0.34	0.43	0.39	0.30	0.46	0.63	0.37
F Statistic	13.49***	23.51***	10.84***	12.78***	38.95***	36.32***	18.76***

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota* p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

Tabela 15 – Peer effect da turma por grande área para cotista (MQ2E)

<i>Variáveis</i>	<i>CA</i>	<i>CS</i>	<i>CET</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>Eng</i>	<i>LLA</i>
Peer Effect (Turma)	−2.49 (3.19)	0.55*** (0.10)	0.02 (0.38)	−5.61 (10.78)	−0.30 (0.90)	0.84*** (0.12)	−0.03 (0.43)
Ocupado	1.80 (4.77)	−0.18 (0.21)	−0.84 (0.53)	2.87 (11.81)	0.21 (1.12)	−0.90 (1.71)	0.14 (0.27)
Mulher	0.05 (0.90)	0.27 (0.25)	1.25*** (0.43)	0.06 (2.39)	−0.07 (0.39)	1.00*** (0.26)	0.32 (0.25)
Branca	0.09 (0.74)	0.46* (0.24)	0.98** (0.42)	−0.11 (3.33)	−0.76 (1.68)	0.46 (0.28)	0.84*** (0.25)
Escola pública	3.28 (8.30)	0.86** (0.38)	−1.81 (1.48)	14.48 (54.24)	−0.35 (0.45)	−0.31 (1.36)	0.27 (0.54)
Pais com ES	−0.03 (2.41)	0.38 (0.25)	0.56 (2.08)		−0.13 (0.74)	0.08 (0.32)	−0.49 (0.32)
Mãe com ES	−1.43 (2.10)	0.11 (0.26)	2.44** (1.22)	4.03 (12.44)	0.46 (1.40)	−0.46 (0.37)	0.31 (0.49)
Proporção cotista	13.52 (18.71)	−0.67 (1.85)	4.28 (5.31)	9.21 (31.90)	−4.77 (9.98)	−0.18 (0.76)	3.31 (6.32)
Idade	−0.17 (0.13)	−0.01 (0.02)	−0.13** (0.06)	−0.21 (0.90)	−0.01 (0.03)	−0.17 (0.11)	−0.03 (0.05)
Tempo de conclusão do EM	0.16 (0.25)	−0.06 (0.03)	0.24* (0.14)	−0.02 (0.42)	0.04 (0.31)	0.22 (0.17)	0.10 (0.10)
Casado	2.17 (9.77)	0.56 (0.34)	2.95*** (0.85)	1.15 (6.52)	−0.30 (0.64)	0.45 (1.30)	0.60 (0.40)
Renda até 2 SM	−0.94 (2.58)	−0.68*** (0.21)	1.09** (0.48)	−2.84 (8.35)	0.80* (0.42)	−1.25*** (0.27)	0.21 (0.33)
Intercepte	19.10 (36.32)	3.43*** (0.84)	6.22** (2.55)	37.49 (137.18)	9.41 (17.23)	4.88** (2.05)	6.27** (2.61)
Observações	284	352	180	300	519	247	354
R ²	0.48	0.41	0.19	0.66	0.25	0.64	0.05
R ² Ajustado	0.47	0.39	0.14	0.57	0.28	0.63	0.02
Wald test	0.3267	6.574***	3.209***	0.2154	1.317	12.78***	2.7**
Weak instruments test	1.23	124.86***	23.13***	0.36	5.99*	46.97***	9.29***
Wu-Hausman test	9.87***	8.32***	10.36***	8.81***	8.86***	5.26**	5.19**

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Tabela 16 – Peer effect desagregado por grande para cotistas (MQO)

<i>Variáveis</i>	<i>CA</i>	<i>CS</i>	<i>CET</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>Eng</i>	<i>LLA</i>
Peer Effects (Não Cotista)	0.24** (0.10)	0.14* (0.08)	-0.33** (0.16)	0.28*** (0.09)	0.22*** (0.08)	0.12** (0.06)	0.13* (0.07)
Peer Effect (Cotista)	0.58*** (0.08)	0.67*** (0.07)	1.04*** (0.11)	0.46*** (0.05)	0.89*** (0.05)	0.76*** (0.05)	0.58*** (0.05)
ocupado	-0.53 (0.52)	0.04 (0.27)	-0.82* (0.48)	-0.17 (0.25)	0.48* (0.26)	-0.53 (0.87)	-0.20 (0.25)
Mulher	-0.39** (0.20)	0.54*** (0.16)	0.66* (0.36)	0.72*** (0.19)	0.22 (0.16)	0.28 (0.24)	0.26 (0.17)
Branca	-0.13 (0.21)	0.22 (0.16)	0.78** (0.39)	0.63*** (0.16)	0.17 (0.17)	0.36 (0.22)	0.88*** (0.18)
Escola pública	-0.93* (0.48)	0.50 (0.35)	-1.59** (0.76)	0.17 (0.65)	-0.67* (0.35)	-0.30 (0.74)	0.24 (0.42)
Pai com ES	-0.67 (0.46)	0.47 (0.35)	3.27** (1.42)		-0.32 (0.40)	-0.33 (0.28)	-0.77*** (0.25)
Mãe com ES	-0.15 (0.37)	-0.06 (0.23)	-0.19 (1.21)	0.66** (0.33)	-0.41 (0.33)	0.02 (0.34)	0.46 (0.39)
Proporção cotistas	-3.27 (2.73)	-0.62 (0.94)	1.15 (1.79)	2.29*** (0.75)	0.63 (1.13)	0.97 (0.70)	-1.68* (1.00)
Idade	-0.12*** (0.05)	0.02 (0.03)	-0.12*** (0.04)	0.02 (0.02)	0.0001 (0.02)	-0.10 (0.09)	-0.04 (0.03)
Tempo de conclusão do EM	0.17** (0.09)	-0.08 (0.05)	0.22** (0.10)	0.04 (0.06)	-0.17*** (0.05)	0.11 (0.12)	0.11** (0.06)
Casado	-2.31*** (0.67)	-0.20 (0.39)	2.43*** (0.68)	-0.50 (0.33)	0.04 (0.34)	-0.20 (0.76)	0.54 (0.36)
Renda até 2 SM	0.29 (0.34)	-0.33* (0.19)	1.54*** (0.47)	-0.42** (0.18)	0.70*** (0.19)	-0.97*** (0.23)	0.35* (0.19)
Intercepte	6.12*** (1.31)	1.08 (0.76)	3.60*** (1.14)	0.63 (0.84)	0.53 (0.66)	3.32** (1.58)	3.17*** (0.68)
Observations	284	352	180	300	519	242	354
R ²	0.42	0.52	0.58	0.43	0.57	0.75	0.48
R ² Ajustado	0.39	0.50	0.55	0.40	0.56	0.74	0.46
F Statistic	14.74***	28.38***	17.84***	17.91***	52.01***	52.58***	24.14***

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01.

Tabela 17 – Peer effect desagregado por grande área para cotista (MQ2E)

<i>Variáveis</i>	<i>CA</i>	<i>CS</i>	<i>CET</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>Eng</i>	<i>LLA</i>
Peer Effect (Não cotista)	4.32 (28.48)	−0.11 (0.29)	−0.63 (0.44)	−2.95 (3.82)	0.43 (0.26)	0.29 (0.29)	−0.19 (0.24)
Peer Effect (Cotista)	7.81 (44.80)	0.71* (0.30)	1.14* (0.49)	0.53 (0.31)	1.06*** (0.15)	0.53* (0.24)	0.53*** (0.18)
Ocupado	−9.33 (114.28)	−0.02 (0.21)	−0.92** (0.46)	1.20 (3.75)	0.60* (0.32)	−0.61 (1.02)	−0.14 (0.21)
Mulher	−2.85 (31.09)	0.54* (0.32)	0.79** (0.35)	−0.01 (1.37)	0.27 (0.20)	0.59 (0.39)	0.20 (0.18)
Branca	−2.17 (25.22)	0.17 (0.32)	0.81** (0.37)	0.27 (0.94)	0.41* (0.22)	0.39 (0.25)	0.89*** (0.19)
Escola pública	−18.19 (220.38)	0.52 (0.44)	−1.98* (1.04)	5.82 (15.14)	−0.70** (0.35)	−0.30 (0.87)	0.34 (0.42)
Pai com ES	−5.21 (57.81)	0.30 (0.24)	3.20 (2.18)		−0.38 (0.53)	−0.27 (0.33)	−0.66*** (0.25)
Mãe com ES	6.17 (81.03)	0.06 (0.24)	−0.18 (1.00)	2.52 (4.71)	−0.63** (0.28)	−0.11 (0.51)	0.32 (0.35)
Proporção cotistas	−116.97 (44.43)	0.68 (1.15)	2.22 (2.37)	11.49 (23.61)	1.98 (1.47)	0.80 (0.77)	1.69 (3.35)
Idade	0.01 (1.87)	0.03 (0.04)	−0.12*** (0.05)	−0.13 (0.36)	0.002 (0.02)	−0.12 (0.10)	−0.03 (0.03)
Tempo de conclusão do EM	−0.25 (4.98)	−0.09** (0.04)	0.20* (0.11)	0.07 (0.09)	−0.22*** (0.05)	0.13 (0.13)	0.08 (0.07)
Casado	−17.62 (197.71)	−0.13 (0.56)	2.40*** (0.88)	0.002 (1.75)	0.12 (0.46)	0.08 (0.83)	0.67** (0.30)
Renda até 2 SM	3.99 (48.16)	−0.41 (0.26)	1.55*** (0.35)	−1.88 (3.05)	0.68*** (0.23)	−1.08*** (0.28)	0.20 (0.24)
Intercepto	−16.97 (318.43)	2.09* (1.09)	4.75*** (1.40)	20.14 (46.99)	−1.87 (1.55)	3.92** (1.79)	4.38** (1.73)
Observações	284	352	180	300	519	247	354
R ²	−66.08	0.49	0.57	0.49	0.52	0.72	0.40
R ² Ajustado	−66.07	0.47	0.53	0.47	0.51	0.71	0.38
Wald test	0.02	7.12***	5.99***	0.80	15.39***	15.1***	4.71***
Weak instruments test	4.79**	63.74***	17.27***	0.40	37.51***	19.63***	10.27**
Weak instruments test	1.34	39.95***	5.84**	5.61**	52.95***	20.97***	11.17***
Wu-Hausman test	2.37*	3.75**	2.55*	2.77*	5.81**	3.70**	3.11**

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Tabela 18 – Peer effect da turma por grande área para não cotistas (MQO)

<i>Variáveis</i>	<i>CA</i>	<i>CS</i>	<i>CET</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>Eng</i>	<i>LLA</i>
Peer Effect (Turma)	0.61*** (0.05)	0.72*** (0.03)	0.81*** (0.05)	0.58*** (0.03)	0.86*** (0.03)	0.76*** (0.03)	0.47*** (0.03)
Ocupado	0.24 (0.19)	0.71*** (0.16)	0.60** (0.27)	0.12 (0.13)	0.43*** (0.14)	0.22 (0.30)	−0.22 (0.14)
Mulher	−0.05 (0.14)	0.04 (0.09)	0.06 (0.19)	0.03 (0.09)	0.30*** (0.09)	0.47*** (0.13)	−0.15* (0.09)
Branca	−0.06 (0.14)	0.26*** (0.09)	0.36* (0.19)	−0.24*** (0.08)	−0.06 (0.09)	0.25* (0.13)	0.14 (0.09)
Escola pública	0.60*** (0.16)	−0.13 (0.12)	−0.67*** (0.22)	−0.05 (0.10)	−0.15 (0.11)	−0.35* (0.18)	−0.06 (0.11)
Pai com ES	−0.30 (0.23)	0.03 (0.10)	0.19 (0.29)	0.22* (0.12)	0.06 (0.12)	0.24 (0.15)	0.06 (0.13)
Mãe com ES	−0.02 (0.18)	−0.06 (0.10)	−0.36 (0.27)	−0.31*** (0.12)	0.12 (0.12)	−0.51*** (0.15)	−0.08 (0.12)
Proporção cotista	1.36 (0.88)	−0.85** (0.41)	2.62*** (0.81)	−0.92** (0.36)	0.39 (0.57)	−0.55 (0.48)	1.09*** (0.37)
Idade	−0.01 (0.02)	−0.09*** (0.02)	0.005 (0.03)	0.04*** (0.01)	0.02 (0.01)	−0.08*** (0.03)	0.03** (0.01)
Tempo de conclusão do EM	−0.10** (0.04)	−0.05 (0.03)	−0.06 (0.05)	−0.03 (0.02)	−0.07** (0.03)	0.004 (0.05)	0.05* (0.03)
Casado	0.20 (0.30)	1.66*** (0.28)	−0.19 (0.50)	−0.63*** (0.17)	−0.35 (0.27)	0.25 (0.46)	−0.02 (0.26)
Renda até 2 SM	−0.70*** (0.18)	0.11 (0.11)	0.27 (0.21)	−0.17* (0.10)	0.03 (0.11)	0.32* (0.17)	0.03 (0.11)
Intercepto	3.80*** (0.52)	4.45*** (0.46)	2.11*** (0.57)	3.84*** (0.30)	1.99*** (0.32)	4.36*** (0.55)	4.09*** (0.32)
Observações	711	1093	750	1076	1794	934	1108
R ²	0.22	0.40	0.35	0.25	0.34	0.41	0.25
R ² Ajustado	0.21	0.39	0.34	0.24	0.34	0.41	0.25
F Statistic	17.00***	61.06***	33.92***	30.72***	76.61***	55.12***	30.69***

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01.

Tabela 19 – Peer effect da turma por grande área para não cotistas (MQ2E)

<i>Variáveis</i>	<i>CA</i>	<i>CS</i>	<i>CET</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>Eng</i>	<i>LLA</i>
Peer Effect (Turma)	−0.98 (0.84)	0.71*** (0.05)	0.64*** (0.10)	0.61*** (0.18)	0.80** (0.18)	0.85*** (0.08)	0.26 (0.14)
Ocupado	0.35 (0.29)	0.71*** (0.17)	0.57*** (0.21)	0.15 (0.16)	0.43*** (0.14)	0.26 (0.34)	−0.13 (0.16)
Mulher	−0.46 (0.57)	0.04 (0.14)	0.14 (0.21)	0.03 (0.10)	0.32** (0.14)	0.45*** (0.15)	−0.15* (0.09)
Branca	0.39 (0.75)	0.26*** (0.09)	0.33** (0.17)	−0.24*** (0.09)	−0.06 (0.08)	0.27** (0.12)	0.13 (0.09)
Escola pública	0.59** (0.24)	−0.13 (0.14)	−0.66*** (0.23)	−0.05 (0.09)	−0.14 (0.10)	−0.37* (0.20)	−0.17 (0.14)
Pai com ES	−0.31 (0.39)	0.03 (0.08)	0.24 (0.29)	0.22* (0.13)	0.07 (0.11)	0.27* (0.16)	−0.01 (0.18)
Mãe com ES	−0.08 (0.29)	−0.05 (0.13)	−0.26 (0.33)	−0.36** (0.18)	0.11 (0.13)	−0.55*** (0.15)	0.03 (0.16)
Proporção cotistas	6.76 (9.27)	−0.81 (0.56)	3.63*** (1.32)	−1.15 (0.88)	0.44 (1.03)	−0.79 (0.58)	1.58** (0.74)
Idade	−0.02 (0.04)	−0.09*** (0.02)	0.002 (0.02)	0.04*** (0.01)	0.02 (0.01)	−0.08*** (0.03)	0.03** (0.01)
Tempo de conclusão do EM	−0.08 (0.07)	−0.05* (0.03)	−0.06 (0.04)	−0.03 (0.02)	−0.07** (0.03)	−0.002 (0.04)	0.04 (0.03)
Casado	0.001 (0.46)	1.64*** (0.29)	−0.14 (0.39)	−0.64*** (0.21)	−0.36 (0.23)	0.22 (0.53)	−0.14 (0.31)
Renda até 2 SM	−0.45 (0.37)	0.11 (0.10)	0.20 (0.21)	−0.18* (0.10)	0.03 (0.11)	0.38* (0.21)	0.03 (0.09)
Intercepto	12.01 (11.70)	4.53*** (0.68)	2.83*** (0.68)	3.45*** (1.18)	2.26 (1.61)	3.96*** (0.66)	5.27*** (1.43)
Observações	711	1093	750	1076	1794	937	1108
R ²	−0.95	0.40	0.33	0.25	0.33	0.41	0.21
R ² Ajustado	−0.98	0.39	0.32	0.24	0.33	0.40	0.20
Wald test	1.632*	21.77***	10.61***	5.09***	6.921***	13.61***	5.399***
Weak instruments test	6.01**	402.7***	176.81**	35.35***	46.42***	159.94***	41.22***
Wu-Hausman test	9.30**	5.14**	4.49**	4.15**	3.10**	2.33*	2.29*

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Tabela 20 – Peer effect desagregado por grande área para não cotistas (MQO)

<i>Variáveis</i>	<i>CA</i>	<i>CS</i>	<i>CET</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>Eng</i>	<i>LLA</i>
Peer Effect (Não Cotista)	0.64*** (0.08)	0.48*** (0.04)	0.76*** (0.09)	0.53*** (0.04)	0.65*** (0.05)	0.83*** (0.05)	0.42*** (0.04)
Peer Effect (Cotista)	0.01 (0.06)	0.32*** (0.04)	0.08 (0.05)	0.08*** (0.02)	0.19*** (0.03)	0.02 (0.03)	0.10*** (0.03)
Ocupado	0.21 (0.19)	0.98*** (0.18)	0.54* (0.32)	0.11 (0.13)	0.41*** (0.15)	0.58* (0.34)	−0.15 (0.16)
Mulher	−0.10 (0.14)	0.16* (0.09)	−0.02 (0.22)	0.02 (0.10)	0.28*** (0.09)	0.18 (0.15)	−0.17* (0.10)
Branca	−0.12 (0.14)	0.25*** (0.09)	0.42** (0.21)	−0.24*** (0.08)	−0.07 (0.09)	0.30* (0.15)	0.13 (0.10)
Escola pública	0.63*** (0.16)	−0.18 (0.12)	−0.96*** (0.26)	−0.08 (0.10)	−0.18 (0.11)	−0.17 (0.21)	−0.004 (0.12)
Pai com ES	0.09 (0.24)	0.02 (0.10)	0.43 (0.33)	0.24* (0.13)	0.03 (0.13)	0.47*** (0.17)	−0.01 (0.14)
Mãe com ES	0.01 (0.19)	−0.02 (0.10)	−0.57* (0.30)	−0.36*** (0.12)	0.09 (0.12)	−0.48*** (0.17)	−0.03 (0.13)
Proporção cotista	8.94*** (2.28)	−1.59*** (0.49)	2.47** (1.13)	−1.10*** (0.39)	−0.96 (0.60)	−1.81*** (0.59)	−0.83 (0.64)
Idade	0.01 (0.02)	−0.08*** (0.02)	0.03 (0.03)	0.04*** (0.01)	0.02 (0.01)	−0.21*** (0.05)	0.03** (0.01)
Tempo de conclusão do EM	−0.16*** (0.04)	−0.05* (0.03)	−0.08 (0.06)	−0.02 (0.02)	−0.06** (0.03)	0.07 (0.07)	0.06* (0.03)
casado	0.35 (0.30)	1.61*** (0.28)	−0.41 (0.56)	−0.68*** (0.17)	−0.40 (0.27)	0.50 (0.59)	−0.14 (0.30)
Renda de até 2 sm	−0.62*** (0.17)	0.12 (0.11)	0.55** (0.25)	−0.18* (0.10)	−0.02 (0.11)	0.27 (0.20)	0.09 (0.12)
Intercepto	1.10 (0.89)	3.85*** (0.47)	1.42** (0.67)	3.66*** (0.31)	2.51*** (0.34)	6.50*** (0.92)	4.28*** (0.36)
Observações	667	1023	596	1056	1,777	711	884
R ²	0.24	0.43	0.32	0.25	0.33	0.46	0.26
R ² Ajustado	0.23	0.43	0.30	0.25	0.32	0.45	0.25
F Statistic	16.21***	59.23***	21.03***	27.42***	66.42***	46.41***	23.48***

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01.

Tabela 21 – Peer effect desagregado por grande área para não cotistas (MQ2E)

<i>Variáveis</i>	<i>CA</i>	<i>CS</i>	<i>CET</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>Eng</i>	<i>LLA</i>
Peer Effect (Não Cotista)	0.63** (0.24)	0.32* (0.19)	0.39* (0.21)	1.05*** (0.42)	0.59*** (0.22)	1.44*** (0.17)	-2.10 (1.93)
Peer Effect (Cotista)	-0.32 (0.24)	0.47** (0.19)	0.19 (0.13)	-0.17** (0.08)	0.19*** (0.13)	-0.12** (0.05)	0.23 (0.22)
ocupado	0.30 (0.21)	0.90*** (0.20)	0.46 (0.32)	0.44* (0.24)	0.37** (0.17)	0.41 (0.39)	1.20 (1.11)
Mulher	-0.29 (0.18)	0.21* (0.12)	0.02 (0.23)	-0.16 (0.14)	0.09 (0.11)	-0.04 (0.18)	0.09 (0.32)
Branca	0.06 (0.18)	0.22** (0.09)	0.36 (0.22)	-0.27*** (0.10)	-0.01 (0.11)	0.23 (0.17)	0.34 (0.31)
Escola pública	0.64*** (0.17)	-0.19 (0.12)	-0.96*** (0.26)	-0.04 (0.11)	-0.25** (0.12)	-0.08 (0.25)	-0.77 (0.66)
Pai com ES	0.20 (0.27)	0.03 (0.10)	0.39 (0.34)	0.09 (0.17)	0.01 (0.14)	0.78*** (0.21)	-0.50 (0.53)
Mãe com ES	-0.11 (0.21)	0.02 (0.12)	-0.50 (0.31)	-0.57** (0.22)	0.15 (0.13)	-0.85*** (0.21)	0.93 (0.81)
Proporção cotista	15.47** (6.40)	-1.26** (0.62)	4.04*** (1.42)	-3.84** (1.77)	-2.75*** (0.84)	-4.97*** (1.16)	19.53 (15.57)
Idade	0.005 (0.02)	-0.07*** (0.02)	0.03 (0.03)	0.06*** (0.01)	-0.01 (0.02)	-0.24*** (0.06)	-0.01 (0.05)
Tempo de conclusão do EM	-0.14*** (0.05)	-0.05 (0.03)	-0.09 (0.06)	-0.03 (0.03)	-0.07** (0.03)	0.13 (0.08)	-0.07 (0.13)
Casado	0.005 (0.39)	1.71*** (0.33)	-0.35 (0.57)	-0.85*** (0.23)	-0.26 (0.31)	0.61 (0.68)	-3.35 (2.55)
Renda até 2 SM	-0.54*** (0.19)	0.15 (0.12)	0.44* (0.26)	-0.21* (0.12)	-0.06 (0.12)	0.64*** (0.25)	0.05 (0.31)
Intercepto	1.34 (2.09)	3.66*** (0.66)	2.49*** (0.85)	0.76 (2.05)	1.82*** (0.70)	5.19*** (1.10)	14.20* (7.58)
Observações	667	1.023	596	1.056	1.777	711	884
R ²	0.14	0.42	0.28	0.42	0.16	0.31	-4.01
R ² Ajustado	0.13	0.41	0.27	0.27	0.15	0.30	-4.08
Wald test	3.69***	19.83***	8.04***	3.97***	15.98***	11.54***	0.72
Weak instruments test	32.82***	185.20***	78.20***	27.37***	137.27***	28.88***	13.06***
Weak instruments test	17.86***	114.10***	77.45***	302.71***	50.36***	164.96***	48.02***
Wu-Hausman test	2.31*	2.39*	2.33*	12.56***	11.61***	11.11***	5.95**

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

As estimações presentes neste apêndice referi-se aos quatro primeiros anos de graduação, bem como foi considerado para cada ano os dois semestres.

Tabela 22 – Peer effect - Efeito geral durante a graduação (geral)

Variáveis	Média Final							
	MQO				MQ2E			
	1º	2º	3º	4º	1º	2º	3º	4º
Peer Effect (Tuerma)	0.93*** (0.01)	0.89*** (0.005)	0.94*** (0.005)	0.93*** (0.01)	0.98*** (0.02)	0.84*** (0.03)	0.85*** (0.02)	0.83*** (0.03)
Ocupado	0.15*** (0.04)	0.07** (0.03)	0.10*** (0.04)	0.04 (0.04)	0.17*** (0.04)	0.06 (0.04)	0.08** (0.04)	0.02 (0.04)
Mulher	0.27*** (0.02)	0.23*** (0.02)	0.15*** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.24*** (0.03)	0.27*** (0.03)	0.21*** (0.03)	0.13*** (0.03)
Branca	0.07*** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.03 (0.02)	0.06** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.03 (0.02)	0.06** (0.02)
Escola pública	0.01 (0.03)	−0.0000 (0.03)	0.05** (0.03)	0.05 (0.03)	0.01 (0.03)	0.001 (0.03)	0.05* (0.03)	0.03 (0.03)
Pai com ES	−0.03 (0.03)	0.02 (0.03)	0.09*** (0.03)	0.03 (0.03)	−0.04 (0.03)	0.03 (0.03)	0.09*** (0.03)	0.02 (0.03)
Mãe com ES	−0.04 (0.03)	−0.003 (0.03)	0.04 (0.03)	0.02 (0.03)	−0.05 (0.03)	0.003 (0.03)	0.07** (0.03)	0.05 (0.03)
Proporção cotistas	1.05*** (0.09)	0.71*** (0.08)	0.12* (0.07)	0.20*** (0.07)	1.15*** (0.11)	0.61*** (0.10)	−0.004 (0.06)	0.18*** (0.06)
Idade	0.01*** (0.003)	0.005 (0.003)	0.01*** (0.003)	0.01*** (0.003)	0.01** (0.004)	0.005 (0.004)	0.01*** (0.003)	0.01*** (0.003)
Tempo de conclusão do EM	−0.09*** (0.01)	−0.05*** (0.01)	−0.05*** (0.01)	−0.04*** (0.01)	−0.09*** (0.01)	−0.05*** (0.01)	−0.05*** (0.01)	−0.04*** (0.01)
Casado	0.02 (0.05)	0.18*** (0.05)	0.12** (0.05)	0.09 (0.06)	0.01 (0.06)	0.18*** (0.06)	0.13** (0.06)	0.10* (0.06)
Renda até 2 SM	0.03 (0.03)	−0.01 (0.03)	0.05* (0.03)	0.06** (0.03)	0.03 (0.03)	−0.01 (0.03)	0.04 (0.03)	0.05 (0.03)
Intercepto	0.43*** (0.07)	0.84*** (0.07)	0.34*** (0.07)	0.39*** (0.08)	0.14 (0.18)	1.19*** (0.20)	0.90*** (0.18)	1.17*** (0.23)
Observações	47.081	37.613	29.557	18.273	47.081	37.613	29.557	18.273
R ²	0.39	0.48	0.59	0.63	0.38	0.48	0.58	0.61
R ² Ajustado	0.39	0.48	0.59	0.63	0.38	0.48	0.58	0.61
F Statistic	2,463.042***	2,922.263***	3,517.232***	3,553.94***	282.3***	238.2***	256.8***	127***
Weak instruments test					1993.95***	917.09***	712.72***	422.57***
Wu-Hausman test					2.71*	2.885*	7.38***	9.14***

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01. F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

Tabela 23 – Peer effect - Efeito geral durante a graduação (cotista)

Variáveis	Média Final							
	MQO				MQ2E			
	1º	2º	3º	4º	1º	2º	3º	4º
Peer Effect (Turma)	0.93*** (0.01)	0.90*** (0.01)	0.95*** (0.005)	0.94*** (0.01)	1.09*** (0.02)	1.06*** (0.02)	1.03*** (0.02)	1.00*** (0.02)
Ocupado	0.14*** (0.04)	0.06* (0.04)	0.10*** (0.04)	0.02 (0.04)	0.10** (0.04)	0.08* (0.04)	0.09** (0.05)	0.01 (0.05)
Mulher	0.28*** (0.02)	0.22*** (0.02)	0.15*** (0.02)	0.06** (0.03)	0.23*** (0.03)	0.16*** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.05* (0.03)
Branca	0.06*** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.02 (0.02)	0.04* (0.03)	0.08*** (0.03)	0.05** (0.03)	0.03 (0.03)	0.05* (0.03)
Escola pública	-0.002 (0.03)	-0.05* (0.03)	0.03 (0.03)	0.02 (0.03)	0.14*** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.05 (0.04)
Pai com ES	-0.04 (0.03)	0.03 (0.03)	0.10*** (0.03)	0.02 (0.03)	-0.07* (0.04)	-0.03 (0.03)	0.06* (0.03)	-0.003 (0.04)
Mãe com ES	-0.03 (0.03)	-0.01 (0.03)	0.04 (0.03)	0.02 (0.03)	-0.06* (0.03)	-0.01 (0.03)	0.08** (0.03)	0.04 (0.04)
Proporção cotistas	0.97*** (0.10)	0.58*** (0.09)	0.03 (0.08)	0.14 (0.08)	0.51*** (0.08)	0.55*** (0.07)	0.28*** (0.05)	0.17*** (0.03)
Idade	0.01*** (0.003)	0.004 (0.003)	0.01*** (0.003)	0.01*** (0.004)	0.004 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.01* (0.004)	0.01** (0.004)
Tempo de conclusão do EM	-0.09*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.09*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.02*** (0.01)
Casado	0.01 (0.06)	0.18*** (0.06)	0.11* (0.06)	0.05 (0.06)	0.03 (0.07)	0.15** (0.06)	0.11 (0.07)	0.12* (0.07)
Renda até 2 SM	0.02 (0.03)	0.0000 (0.03)	0.06** (0.03)	0.06** (0.03)	0.05* (0.03)	-0.01 (0.03)	0.04 (0.03)	0.07* (0.04)
Intercepto	0.41*** (0.08)	0.79*** (0.07)	0.28*** (0.07)	0.34*** (0.08)	-0.73*** (0.16)	-0.45** (0.18)	-0.51*** (0.16)	-0.22 (0.18)
Observações	44.785	35.417	27.895	17.007	39.405	29.068	23.414	13.319
R ²	0.38	0.49	0.59	0.63	0.41	0.52	0.61	0.65
R ² Ajustado	0.38	0.49	0.59	0.63	0.41	0.52	0.61	0.65
F Statistic	2,330.942***	1,816.873***	1,364.882***	742.797***	326.9***	256.9***	283.9***	123.2***
Weak instruments test					1641.136***	13.64***	582.41***	358.94**
Wu-Hausman test					11.67***	4.81**	3.20**	3.17**

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01. F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

Tabela 24 – Peer effect - Efeito geral durante a graduação (não cotista)

Variáveis	Média Final							
	MQO				MQ2E			
	1º	2º	3º	4º	1º	2º	3º	4º
Peer Effect (Turma)	0.97*** (0.01)	0.97*** (0.01)	0.98*** (0.01)	0.98*** (0.01)	0.99*** (0.02)	0.82*** (0.03)	0.85*** (0.03)	0.84*** (0.03)
Ocupado	0.06 (0.04)	0.06 (0.04)	0.08* (0.04)	0.01 (0.05)	0.16*** (0.04)	0.05 (0.04)	0.08* (0.04)	0.005 (0.04)
Mulher	0.22*** (0.03)	0.22*** (0.03)	0.18*** (0.03)	0.06** (0.03)	0.24*** (0.03)	0.28*** (0.03)	0.22*** (0.03)	0.12*** (0.03)
Branca	0.05** (0.03)	0.05** (0.03)	0.03 (0.03)	0.05* (0.03)	0.06** (0.03)	0.06** (0.02)	0.03 (0.02)	0.04* (0.03)
Escola Pública	0.13*** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.05 (0.04)	0.002 (0.03)	-0.05 (0.03)	0.02 (0.03)	0.003 (0.03)
Pai com ES	-0.02 (0.04)	-0.02 (0.04)	0.06* (0.04)	-0.003 (0.04)	-0.04 (0.03)	0.04 (0.03)	0.10*** (0.03)	0.02 (0.03)
Mãe com ES	0.001 (0.03)	0.001 (0.03)	0.09*** (0.03)	0.05 (0.04)	-0.05 (0.03)	0.001 (0.03)	0.06** (0.03)	0.04 (0.03)
Proporção cotistas	0.35*** (0.09)	0.35*** (0.09)	0.17** (0.08)	0.16* (0.09)	1.11*** (0.12)	0.42*** (0.10)	-0.13* (0.07)	0.12** (0.06)
Idade	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.01** (0.003)	0.01** (0.004)	0.01** (0.004)	0.004 (0.004)	0.01** (0.004)	0.01*** (0.004)
Tempo de conclusão do EM	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.10*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.04*** (0.01)
Casado	0.15** (0.06)	0.15** (0.06)	0.12** (0.06)	0.13* (0.07)	0.003 (0.07)	0.18*** (0.06)	0.12* (0.06)	0.07 (0.06)
Renda até 2 SM	-0.02 (0.03)	-0.02 (0.03)	0.03 (0.03)	0.07* (0.03)	0.02 (0.03)	-0.01 (0.03)	0.04 (0.03)	0.05 (0.03)
Intercepto	0.11 (0.08)	0.11 (0.08)	-0.17** (0.08)	-0.11 (0.09)	0.07 (0.18)	1.29*** (0.21)	0.91*** (0.19)	1.09*** (0.24)
Observações	29.068	29.068	23.414	13.319	44.785	35.417	27.895	17.007
R ²	0.53	0.53	0.62	0.66	0.38	0.48	0.58	0.62
R ² Ajustado	0.53	0.53	0.62	0.66	0.38	0.48	0.58	0.62
F Statistic	2,737.282	2,737.283	1,61.972	153.29*	278.5***	232.8***	251.8***	120.7***
Weak instruments test					1847.73***	838.28***	628.01***	372.27***
Wu-Hausman test					3.58**	5.58**	8.07***	7.58***

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01. F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

4 Ação Afirmativa e Ganhos Iniciais Após a Graduação

4.1 Introdução

É notório que no Brasil, as políticas afirmativas ganharam espaço e se consolidaram na educação superior, com diversas instituições públicas estaduais e federais adotando através de leis ou resoluções sistemas de reservas de vagas. A literatura empírica, por sua vez, aponta que a referida política elevou a probabilidade de grupos minoritários, até então sub representados, terem acesso ao ensino superior (ESTEVAM et al., 2018), (VIEIRA; ARENDS-KUENNING, 2019). Contudo, Lopes (2017) e Hill (2017) destacam que os integrantes desses referidos grupos tendem a concluir graduações com menor prestígio, bem como cursos com menores prêmios salariais, sendo provável que isso se traduza eminentemente em menores oportunidades ocupacionais e ganhos no mercado de trabalho, produzindo diferenças no valor de mercado dos diplomas e, assim, reproduzindo as desigualdades sociais anteriores a graduação. Neste sentido, assegurar o ingressar no ensino superior não seria suficiente para promover a igualdade de oportunidades.

À vista disto, segundo Hill (2017) é fundamental elevar a representação de minorias no ensino superior, mas sobretudo, em cursos que apresentem maiores retornos no mercado de trabalho e, desse modo, reduzir o diferencial de renda entre grupos sociais após a conclusão da graduação. Nesta perspectiva, as políticas de ações afirmativas teriam papel essencial após o ensino superior, em especial na transição para o mercado de trabalho. Em tal caso, surgem alguns questionamentos: a política de cotas promove impactos no retorno salarial dos seus beneficiários?

Diante dos aspectos apresentados, o presente trabalho se propõe a avaliar os efeitos da política de cotas sobre os rendimentos no início de carreira dos egressos cotistas da Universidade Federal da Paraíba (UFPB) admitidos em 2011, ano do primeiro processo seletivo com reserva de vagas na instituição. Ainda se ressalta que os efeitos investigados no estudo se restringem ao mercado de trabalho formal, bem como ao início da vida profissional dos ex-alunos cotistas, está última se coloca pela limitação dos dados disponíveis quanto ao mercado de trabalho. Desse modo, diante o exposto, o estudo procura compreender os ganhos econômicos da política de cotas e testar a hipótese de que as ações afirmativas têm efeitos sobre o retorno salarial após a conclusão da graduação.

Para alcançar o objetivo, associou-se estrategicamente o balanceamento por entropia com o *Propensity Score Matching* (PSM). O primeiro método implementa uma reponderação para ajustar a distribuição amostral antes de realizar o pareamento, procurando equilibrar os grupos de controle e tratamento. O segundo se traduz em um método não-experimental de *matching*, o qual mediante critérios estatísticos e características observáveis viabiliza a construção artificial do melhor grupo de comparação para os tratados. Ademais, examinou-se o efeito da política nos quantis 0.25, 0.50, 0.75 da distribuição de salários hora da amostra. Ainda foi realizado o

teste de análise de sensibilidade, também conhecido como limites de Rosenbaum (*Rosenbaum bounds*), que busca averiguar se o viés de variáveis não observáveis afeta o efeito médio do tratamento sobre os tratados.

A operacionalização da estratégia acima é viabilizada por duas fontes de dados. A primeira diz respeito aos registros administrativos e acadêmicos da UFPB, que fornece informações da trajetória acadêmica dos egressos. Embora a instituição em análise tenha iniciado sua política de cotas em 2011, o ensaio também recorre a informações de 2010 com a finalidade de minimizar o viés de autoseleção. Neste sentido, egresso de 2010 também farão parte do grupo de controle. Com relação às informações do mercado de trabalho, estas são procedentes da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) identificada de 2018, que através do CPF permitiu mapear a situação do egresso no mercado de trabalho formal.

A escolha pela UFPB ocorre por algumas razões. A primeira é a inviabilidade da análise das políticas de cotas de todas as universidades, haja vista ser impossível o acesso aos bancos de dados das demais instituições. Outro motivo é a representatividade que a UFPB tem na região Nordeste, a mesma é a quarta em número de alunos na região. Entretanto, apesar de ser uma das maiores, a UFPB apresenta similaridade em relação as demais universidades do Nordeste, assim, os resultados aqui obtidos podem ser generalizados as demais instituições que adotam políticas semelhantes.

As motivações quanto à realização da investigação, por seu turno, perpassam pela escassez de evidências a respeito dos efeitos da política cotas após a graduação, em específico sobre os salários dos egressos cotistas, tendo em vista que os poucos trabalhos, a exemplo de Menezes et al. (2015) e Lopes (2017) se limitaram em analisar as escolhas das carreiras e campos de estudo e os possíveis impactos sobre o retorno salarial futuro dos beneficiários de ações afirmativas.

Desse modo, o presente trabalho procura contribuir e avançar com a literatura de políticas afirmativas descolando do que até agora foi abordado, considerando que a análise proposta enfatiza a transição para o mercado de trabalho no curto prazo e não a experiência na graduação. Desta forma, amplia-se o conhecimento a respeito da inclusão social de grupos minoritários, como também oferta indícios acerca da continuidade da reprodução das desigualdades sociais anteriores a graduação. Some-se a isso que as evidências identificadas no ensaio podem auxiliar e subsidiar o aperfeiçoamento e complementaridade da política em análise, como também sinalizar a continuidade ou não da mesma, dado o uso de recursos públicos para a sua manutenção, como também pela proximidade das discussões no congresso nacional a respeito da renovação ou não da lei de cotas de 2012 prevista para 2022.

Após essa introdução, o presente estudo está estruturado como segue. Na segunda seção é apresentada a revisão da literatura. Na sequência é descrito a estratégia metodológica. Posteriormente é discutido os resultados alcançados. Na última seção são apresentadas as principais conclusões e considerações em relação aos resultados obtidos.

4.2 Revisão da Literatura

As ações afirmativas dispõem de extensa literatura, a qual versa a respeito dos efeitos sobre a admissão, desempenho, evasão, taxa de conclusão e outros aspectos

quanto aos seus beneficiários. Na presente seção, serão abordadas questões associadas ao mercado de trabalho, particularmente, sobre admissão e a taxa de conclusão de grupos minoritários em cursos com maior prestígio, prêmio salarial e ganhos futuros.

Neste contexto, destaca-se o estudo realizado por Arcidiacono (2005), o mesmo foi o primeiro a modelar estruturalmente todos os aspectos do processo de tomada de decisão de fazer ensino superior estudando os efeitos das mudanças nas ações afirmativas sobre os ganhos futuros dos seus beneficiários. Assim, Arcidiacono (2005) usou os dados do *National Longitudinal Study of the Class of 1972 (NLS72)* para realizar simulações que vinculam as escolhas educacionais a retornos salariais futuros, e examina como a remoção de políticas afirmativas afetam os rendimentos dos negros. Os resultados revelam que as vantagens baseadas na raça têm pouco efeito sobre os ganhos futuros dos estudantes negros, apesar de gozarem de prêmios muito maiores por estudar em faculdades frequentadas por brancos. Assim, os resultados alcançados por Arcidiacono (2005) sugerem que os efeitos das ações afirmativas são pequenos sobre os rendimentos futuros dos seus beneficiários.

Diferentemente de Arcidiacono (2005), Melguizo e Wolniak (2012) realiza uma análise de curto prazo examinando a relação entre o campo de estudo na faculdade e os ganhos no início da carreira para uma amostra de estudantes minoritários, restringindo a análise aos cursos da área de STEM (Ciências, Tecnologia, Engenharia e Matemática), para tanto os autores utilizaram dados longitudinais de 2000 a 2006 do programa *Gates Millennium Scholarship (GMS)*. Os achados por Melguizo e Wolniak (2012) explicitaram que os estudantes minoritários formados na área de STEM experimentam ganhos econômicos no início da carreira e destacam a importância de obter emprego em um campo intimamente relacionado a essa área, de modo a garantir esses benefícios.

Assim como Arcidiacono (2005), Hill (2017) investigou o efeito da proibição de ações afirmativas sobre as minorias da área de STEM em universidades públicas americanas com relação a taxa de conclusão. Para tanto, os autores utilizaram informações do *International Data System IPEDS* entre os anos de 1998 a 2009. Hill (2017) identifica que o número de estudantes minoritários que concluem o curso na área de STEM em faculdades altamente seletivas caem 19% cinco anos após a proibição de ações afirmativas. Para Hill (2017) isso reduz os possíveis impactos das ações afirmativas após a conclusão da graduação, dado que esses cursos têm maiores prêmios salariais. Assim, para o mesmo, aumentar o número de minorias em STEM tem o potencial de reduzir a desigualdade de renda devido ao significativo retorno do mercado de trabalho que as minorias recebem na área de STEM. Assim, Hill (2017) e Arcidiacono (2005) chegam a conclusões semelhantes.

Tal como Hill (2017), Alon e Malamud (2014) testam a relação da seletividade dos cursos e o retorno econômico futuro em um ambiente com ações afirmativas, especificamente em quatro universidades seletivas de Israel. Alon e Malamud (2014) examinaram os efeitos da elegibilidade a referida política sobre os resultados de admissão, matrícula e desempenho acadêmico em cursos altamente seletivos usando o método de regressão descontínua. Os resultados alcançados por Alon e Malamud (2014) esclareceram que as ações afirmativas aumentaram a probabilidade de admissão em cursos mais seletivos, isto é, com requisitos acadêmicos mais elevados. Os autores apontam que como em outros países, em Israel, os retornos econômicos são substancialmente maiores para cursos seletivos, assim, os resultados sugerem um potencial impacto duradouro das preferências na admissão sobre mobilidade social e econômica.

Seguindo a mesma ideia de seletividade de Alon e Malamud (2014) e Hill (2017), Frisancho e Krishna (2016) recorreram a dados detalhados sobre a turma de formandos de 2008 do Instituto de Engenharia de Elite (EEI) da Índia e examinam diversos aspectos das ações afirmativas, dentre estes os autores investigam o impacto da política afirmativa sobre o retorno salarial dos beneficiários. As evidências encontradas por Frisancho e Krishna (2016) não são otimistas, visto que os egressos minoritários que portam diploma de cursos mais seletivos acabam ganhando menos do que ganhariam caso tivessem escolhido um curso menos seletivo, indo de encontro a ideia de Alon e Malamud (2014).

As poucas evidências para o Brasil são fruto dos trabalhos de Lopes (2017) e Menezes et al. (2015). Lopes (2017) investiga quais campos de estudo os alunos que ingressaram por políticas afirmativas graduaram-se em universidades públicas no Brasil em 2009 e 2010. Para tal, o mesmo utilizou os microdados do Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (ENADE) realizado pelo Inep. Lopes (2017) verifica que os estudantes beneficiados por ações afirmativas tendem a graduar-se em áreas de menor prestígio. Assim, é provável que isso se traduza em menos oportunidades de emprego e menores ganhos no mercado de trabalho conservando as desigualdades anteriores.

Por seu turno, Menezes et al. (2015) restringem a análise às universidades, centros e institutos públicos localizados no estado Rio de Janeiro, que em diferentes graus e épocas já adotaram políticas afirmativas. Os resultados diferem aos encontrados por Lopes (2017), pois, Menezes et al. (2015) apontam que os cotistas escolhem as carreiras mais bem remuneradas ou de mais prestígio, indo ao encontro dos resultados em contratos por Alon e Malamud (2014) para Israel. Por outro lado, a autora aponta que estudantes dos sexos femininos e do turno noturno, de uma forma geral, cotistas e não cotistas, optam por carreiras menos remuneradas.

4.3 Metodologia

Esta seção visa discorrer sobre os aspectos metodológicos fundamentais ao ensaio, cuja pretensão é discutir os principais elementos pertinentes ao alcance do esperado no estudo, tendo nas estratégias metodológicas e base de dados a exposição sumária do modelo econométrico a ser utilizado na pesquisa, como também os passos essenciais a tais propósitos.

4.3.1 Estratégia Empírica

Com o objetivo de avaliar os efeitos da política de cotas sobre os rendimentos dos egressos da UFPB no mercado de trabalho formal, o presente estudo lançou mão do *Propensity Score Matching* (PSM) associado ao balanceamento por entropia. Logo após, realizou-se a análise de sensibilidade proposta por Rosenbaum (2002), para verificar se o viés de variáveis omitidas afetou os resultados do Efeito Médio de Tratamento sobre os Tratados (ATT).

4.3.1.1 Balanceamento por Entropia

Os métodos de pareamento se traduzem em um conjunto de técnicas estatísticas que visam produzir um grupo de controle artificial para estimar o impacto

de intervenções. Todavia, os referidos métodos apresentam fraco desempenho em estabelecer grupos de comparação bem equilibrados. Diante disto, para contornar esse problema surgiu alguns métodos de pré-processamento no intuito de promover grupos de comparação mais equilibrado, a exemplo do balanceamento por entropia.

Proposto por Hainmueller (2012), o balanceamento por entropia trata-se de um método multivariado e não paramétrico que implementa uma reponderação para ajustar as distribuições amostrais. Em outras palavras, são atribuídos pesos a cada unidade do grupo de controle para ajustar as unidades do grupo de tratamento, de forma que exista um equilíbrio exato sobre o primeiro (média), segundo (variância) e eventualmente em maiores momentos da distribuição das covariáveis dos grupos de controle e tratamento.

O balanceamento por entropia também pode ser entendido como uma generalização da abordagem convencional do *propensity score*, porém, apresentam procedimentos metodológicos distintos. No pareamento por escore de propensão calcula-se o peso via regressão (*logit/probit*), para logo após realizar o pareamento das unidades. Por outro lado, o balanceamento por entropia aborda o problema de ajuste reverso e permite estimar os pesos diretamente para equalizar as distribuições das amostras, isto é, o método de entropia tem a vantagem de implementar diretamente o equilíbrio exato, bem como é duplamente robusto em relação à regressão linear segundo Zhao e Percival (2016).

Isto posto, o pesquisador é capaz de fixar um equilíbrio mais preciso estabelecendo um conjunto de restrições de equilíbrio, o que implica que os momentos da amostra no grupo de controle ponderado equivalem exatamente aos momentos correspondentes no grupo de tratamento. Desse modo, de acordo com Hainmueller (2012), torna-se dispensável a verificação do equilíbrio no sentido convencional, pelo menos nos momentos incluídos nas restrições do equilíbrio.

Em contraste com outros métodos de pré-processamento, o balanceamento por entropia assegura alto equilíbrio das covariáveis entre os grupos de tratamento e controle, mesmo em pequenas amostras, dado que não exige que uma unidade não correspondida seja descartada, como no *Coarsened Exact Matching* (CEM). Assim, um grupo de controle sintético é projetado para representar uma imagem virtualmente perfeita do grupo de tratamento sem perdas de observações.

Considere w_i o peso do balanceamento por entropia escolhido para cada unidade do grupo de controle, encontrado pelo seguinte esquema de reponderação que minimiza a distância métrica de entropia.

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{\{i|D=0\}} w_i \log(w_i/q_i) \quad (4.1)$$

Sujeito as restrições de equilíbrio e normalização.

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i c_{ri}(X_i) = m_r \quad \text{Com } r \in 1, \dots, R \quad (4.2)$$

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i = 1 \quad (4.3)$$

$$w_i \geq 0 \text{ Para todo } i \text{ tal que } D = 0 \quad (4.4)$$

Em que $q_i = 1/n$ é um peso base amostral e $c_{ri}(x_i) = m_r$ descreve um conjunto de R restrições de equilíbrio impostas aos momentos das covariáveis no grupo de controle reponderado.

Operacionalmente, após a escolha da variável que será incluída na reponderação, é especificado um conjunto de restrições de balanceamento para equalizar os momentos das distribuições das covariáveis entre grupos de tratamento e controle reponderados. Desse modo, o método de entropia procura para o conjunto de observações do controle, pesos $w = [w_1, \dots, w_{n_0}]$ que minimizam a equação 1, a distância de entropia entre w e o vetor base de pesos $Q = [q_1, \dots, q_{n_0}]$, sujeita as restrições de balanceamento (equação 4.2), restrição de normalização (Equação 4.3) e restrição de não negatividade (Equação 4.4).

O balanceamento por entropia foi desenvolvido a princípio para avaliar os efeitos do tratamento em dados observáveis, porém, conforme Watson e Elliot (2016) o referido método também pode ser aplicado ao objetivo de ajustar a amostra para estimativas subsequentes dos efeitos do tratamento. Segundo Hainmueller (2012), a entropia pode ser facilmente combinada com quase qualquer estimativa (padrão) que o pesquisador queira utilizar para modelar o resultado nos dados pré-processados.

Assim, para atingir o objetivo proposto, o presente estudo segue a estratégia proposta por Hainmueller (2012) e Watson e Elliot (2016) usando os pesos alcançados pelo balanceamento por entropia com o *Propensity Score Matching* (PSM), apresentado na subseção a seguir.

4.3.2 *Propensity Score Matching*

A política de cotas da UFPB estabeleceu critérios socioeconômicos e étnico-raciais para a elegibilidade a política, como também não há índices ou parâmetros para elegibilidade. Por outro lado, não é possível visualizar os egressos que foram beneficiários e não beneficiários pela ação afirmativa antes e após a intervenção.

À vista disso, será necessário construir artificialmente o melhor grupo de comparação para o grupo de tratamento. Desse modo, diante dos métodos de avaliação existentes, a técnica de pareamento se mostra o mais adequado ao problema acima, pois, a mesma busca construir um grupo de controle ou contrafactual semelhante ao grupo de tratados, neste caso os ex-alunos que participaram da política de cotas com base em um vetor de características observáveis semelhantes (FOGEL et al., 2012). Para tanto, foi utilizado o método de *Propensity Score Matching* (PSM).

O pareamento postula que ao comparar dois indivíduos, um, no grupo de controle e outro no grupo de tratamento com as mesmas características observáveis, o único fator que diferencia os resultados destes indivíduos é a participação ou não na política. Contudo, a medida que se aumenta o vetor de características, torna-se mais difícil realizar o pareamento das unidades, e assim depara-se com o problema da dimensionalidade.

Diante disto, Rosenbaum e Rubin (1983) propôs o método quase experimental *Propensity Score Matching* (PSM), com a finalidade de solucionar o problema da dimensionalidade. No PSM não será mais necessário encontrar um par para cada egresso

cotista entre os que não participaram da política que tenham exatamente o mesmo valor para todas as variáveis observáveis. Nessa abordagem, com base no vetor de características observáveis calcula-se a probabilidade de participar da política de cotas para cada ex-aluno do grupo de tratamento e do grupo de não tratados. Deste modo, a probabilidade resume a influência de todas as características observáveis sobre a probabilidade de ter sido cotista na graduação. Assim, o PSM pode ser implantado a partir de uma única variável de controle, sendo o próprio *Propensity Score* (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

O PSM é respaldado por duas hipóteses fortes com a finalidade de gerar resultados livres de vies. A primeira, diz respeito a independência condicional (CIA) ou ignorabilidade, nessa hipótese assume-se que os resultados potenciais são independentes do *status* de tratamento condicionado as variáveis observáveis:

$$(Y_{i0}; Y_{i1}) \perp Cota_i \mid X_i \quad (4.5)$$

Por outro lado, pode acontecer que uma unidade tratada não encontre seu correspondente no grupo de não tratados baseado no *propensity score* estimado. Neste caso, temos a segunda hipótese, denominada de sobreposição ou suporte comum entre os dois grupos. A referida hipótese implica que egressos do grupo de tratamento tenham correspondentes no grupo de controle, em outras palavras, é assegurado que haja uma região do vetor de características X_i que represente tanto os componentes dos grupos de tratados e controles.

$$0 < Pr(Cota_i = 1 \mid X_i) < 1 \quad (4.6)$$

Atendidas as hipóteses anteriores, a probabilidade condicional de um egresso ter participado da política de cotas dado o vetor de características observáveis será:

$$Pr[Cota_i = 1 \mid X_i] = G(X_i\beta + \mu_i) \quad (4.7)$$

Em que $Cota_i$ indica a exposição à intervenção da política em análise, (X_i) representa o vetor de características observáveis composto pelo perfil dos egressos, área de conhecimento e características do mercado de trabalho. $G(.)$ representa a função de distribuição acumulada, seguindo por hipótese uma distribuição de probabilidade logística. Desse modo, o escore de propensão será estimado pelo modelo *logit*.

Após os cálculos do PSM, o efeito médio do tratamento sobre os tratados - *Average Treatment Effect on the Treated* (ATT) - pode ser observado como resultado das probabilidades de tal fenômeno.

$$\begin{aligned} \hat{\tau}_{ATT} &= E[Y_{i1} - \hat{Y}_{i0} \mid Cota_i = 1] \\ &= E[Y_{i1} \mid Cota_i = 1] - E[\hat{Y}_{i0} \mid Cota_i = 1] \end{aligned} \quad (4.8)$$

Em que o primeiro termo representa o ganho dos egressos que participaram da política de cotas, já o segundo equivale ao contrafactual dos egressos tratados. Ressalta-se ainda, que o presente estudo utiliza três diferentes técnicas de pareamento. O primeiro corresponde ao método do vizinho mais próximo (*Nearest Neighbor Matching*),

com e sem reposição e *caliper*, o mesmo seleciona as melhores correspondências do controle para cada indivíduo no grupo de tratamento. O segundo é o método de *Matching Kernel*, onde cada unidade tratada i é pareada com várias observações j , com pesos inversamente proporcionais à distância entre a unidade tratada e de controle. O terceiro é o *Matching Radius*, onde para cada unidade tratada i é pareada com a unidade j que está contida em um determinado raio.

4.3.3 Análise de Sensibilidade

Como visto na subseção anterior, a análise dos efeitos de intervenções mediante métodos de correspondência parte da hipótese de independência condicional (CIA), isto é, dado o conjunto de covariáveis observáveis os potenciais resultados são independentes da designação do tratamento. Contudo, a existência de fatores/variáveis não observáveis que afetam tanto os egressos cotistas quanto a variável de resultado pode promover estimadores do efeito médio do tratamento não consistente.

Dado a impossibilidade de medir a magnitude do viés de seleção, a literatura tem recorrido a chamada análise de sensibilidade, que avalia o impacto potencial. No presente trabalho será usado os limites de Rosenbaum (*Rosenbaum bounds*), o qual foi proposto por Rosenbaum (2002), o mesmo avalia o quão danoso é a omissão de uma variável sobre as estimações do efeito casual do tratamento sobre o tratado na análise de correspondência. Neste sentido, se propõe a verificação da robustez do modelo através da hipótese de viés de seleção.

O método identifica dois egressos i e j a partir de suas características observáveis. Caso existam fatores omissos os dois indivíduos apesar de idênticos nas características observáveis, os mesmos têm diferentes probabilidades de serem expostos ao tratamento, pois, o efeito de μ captado por Γ difere de zero. Assim, a *odds ratio* de dois indivíduos receberem o tratamento pode ser escrita como:

$$\frac{Pr(X_i)[1 - Pr(X_j)]}{Pr(X_j)[1 - Pr(X_i)]} = \frac{G(\beta X_i + \gamma \mu_i)}{G(\beta X_j + \gamma \mu_j)} \quad (4.9)$$

De acordo com Rosenbaum (2002), a equação (4.9) implica nos limites da *odds ratio*, expressa pela desigualdade abaixo:

$$\Gamma^{-1} \leq \frac{Pr(X_i)[1 - Pr(X_j)]}{Pr(X_j)[1 - Pr(X_i)]} \leq \Gamma \quad (4.10)$$

Sendo $\Gamma = e^\gamma$. Para os egressos pareados que possuem a mesma probabilidade de participar da política de cotas, o *odds ratio* será igual a um, caso contrário, os ex-alunos que supostamente se assemelham em características observáveis podem divergir em suas chances de ter participado da política. Assim, essencialmente, Γ estima o grau de afastamento que uma estimativa realizada por PSM está livre de fatores omissos. Em outras palavras, os limites de Rosenbaum indicam o quanto alterações dos fatores não-observados podem afetar a robustez dos resultados.

4.3.4 Dados

A análise empírica do estudo foi fundamentada em dois conjuntos de informações. O primeiro se refere aos registros administrativos e acadêmicos da Universidade Federal da Paraíba, que reuni informações sobre a trajetória acadêmica dos ex-alunos. A amostra se reportou aos egressos que foram admitidos nos vestibulares de 2010 e 2011. Considerando que a política de cotas teve início em 2011, um grupo de egressos de 2010 é utilizado como parte do grupo de controle com o objetivo de minimizar o viés de autosseleção.

A segunda fonte de informações corresponde a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) identificada, a mesma compreende as características dos trabalhadores formais, como também informações sobre sua ocupação e rendimento. Desse modo, o banco de dados finais é resultado da junção das informações da instituição em análise e da RAIS identificada de 2018, para tanto se utilizou o CPF do egresso, viabilizando a identificação dos ex-alunos na base da RAIS. Ressalta-se ainda que o trabalho se limitou a 2018 por duas razões. A primeira trata da conclusão dos egressos, em alguns cursos os mesmos concluíram apenas em 2017, a exemplo de Medicina. O segundo motivo trata-se da RAIS identificada, sendo a de 2018 a mais atual disponível. A estratégia do estudo se ampara na composição de dois grupos, um formado por ex-alunos que ingressaram na UFPB em 2011 e participaram da política de cotas, e um contrafactual ou grupo de controle composto por egressos matriculados em 2010 e 2011, mas que não participaram da ação afirmativa. O contrafactual será desenvolvido com base em um vetor de características observáveis que influenciaram o egresso no momento da decisão de participar da política e que são simultaneamente correlacionados com os resultados potenciais dos mesmos. Desta forma, o vetor será composto pela variável de tratamento, pelas características de elegibilidade da política, por informações da trajetória no ensino superior, do *Background* familiar, atributos individuais e informações no mercado de trabalho.

Para captar os efeitos da política de cotas sobre os rendimentos, foi considerado como variável de resposta o logaritmo do salário hora recebido pelo egresso presente na RAIS. Já a variável que caracteriza a participação na intervenção, ou seja, o *status* de tratamento é a *dummy* cota, onde a mesma assume valor um caso o ex-aluno tenha ingressado na UFPB através de política de cotas e zero caso o mesmo tenha sido elegível, mas não participou da intervenção.

A política de cotas implementada pela UFPB em 2011 é direcionada a estudantes de escolas públicas, negros e pardos. Desse modo, as variáveis que foram consideradas de elegibilidade a intervenção correspondem as variáveis binárias, escola pública e raça. Logo, serão iguais a um caso o estudante seja egresso de escola pública e não branco (negro, pardo e indígena). No que concerne a trajetória acadêmica, utilizou-se a duração do curso, o período de saída, o coeficiente de rendimento acadêmico (CRA) e uma *dummy* de ocupação, que capta a participação do egresso no mercado de trabalho ainda durante a graduação, assim caso o egresso tenha tido alguma ocupação durante a graduação assume-se um, caso contrário zero.

Já as variáveis que retratam o *Background* familiar correspondem a escolaridade do pai e da mãe, às duas são variáveis *dummys* onde se assume um caso ambos tenham ensino superior. Por sua vez, os atributos individuais correspondem ao gênero e a naturalidade, sendo às duas variáveis binárias, as quais assumem respectivamente

valor um caso seja mulher e natural da Paraíba e zero caso contrário.

Por seu turno, as informações no mercado de trabalho correspondem a ocupação do egresso, por meio do sistema de Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) 2002, *dummys* da Classificação Nacional de Atividades Econômicas, versão 2.0 (CNAE 2.0), a quantidade de vínculos, o código do grupo de atividade e duas variáveis *dummys*, a primeira diz respeito ao vínculo de trabalho no setor público, sendo um caso o egresso trabalhe no setor público e zero caso contrário, a segunda é sobre o local de trabalho, assumindo valor um caso o local de trabalho seja a Paraíba e zero caso contrário.

Já diante a especificidade de cada área do conhecimento, tornou-se imprescindível considerá-las nas estimativas, sendo adotadas como *dummys*. Assim, as áreas abordadas foram: Ciências Agrárias, Ciências da Saúde, Ciências Exatas e da Terra, Ciências Humanas, Ciências Sociais Aplicadas, Engenharias e Linguística, Letras e

4.4 Resultados

Nesta seção, são apresentados os resultados alcançados no estudo. A princípio, é traçado o perfil dos egressos beneficiários e do grupo de controle por meio da estatística descritiva. Na sequência, são discutidos os efeitos da ação afirmativa sobre o retorno salarial dos egressos cotistas da UFPB alcançados através do *Propensity Score Matching* com balanceamento com entropia.

4.4.1 Análise Descritiva

O conjunto de dados que viabilizaram o ensaio é resultado da união das informações administrativas da UFPB de 2010 e 2011 e da RAIS identificada de 2018. Prezando por estimações consistentes, foram excluídas observações caracterizadas como *outliers* quanto ao valor do salário hora, implicando em uma amostra de 2.303 egressos com vínculo ativo em 2018, sendo 211 cotistas e 2.092 fazem parte do grupo de controle. Desse modo, a tabela 25 apresenta a média e o desvio-padrão para os dois grupos de ex-alunos das variáveis usadas para avaliar o efeito da política de cotas sobre o retorno salarial em início de carreira.

Conforme as informações apresentadas na tabela 25, observa-se que os egressos cotistas da amostra em análise denotam menor média de salário hora em relação aos seus pares não cotistas, isto é, em média os ex-alunos cotistas examinados ganharam menos por hora trabalhada em 2018.

Tabela 25 – Estatística Descritiva das Variáveis

Variáveis	Tratamento		Controle	
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
Salário Hora	54.88	34.80	61.90	39.06
Raça	0.412	0.43	0.437	0.496
Escola Pública	0.928	0.257	0.516	0.499
Sexo	0.578	0.495	0.613	0.499
Mãe Ensino Superior	0.075	0.265	0.248	0.432
Pai Ensino Superior	0.033	0.179	0.201	0.401

Natural da Paraíba	0.867	0.346	0.881	0.323
cra	7.975	0.761	8.09	0.797
Duração do curso	4.383	0.761	4.503	0.929
Período de saída	1.492	0.501	1.509	0.500
Ocupado	0.308	0.462	0.222	0.416
Código grupo	30.12	14.73	29.72	14.16
Setor público	0.454	0.499	0.498	0.500
Quantidade de vínculos	1.113	0.360	1.107	0.330
Local Paraíba	0.881	0.323	0.848	0.358
<i>Classificação Brasileira de Ocupações CBO 2002</i>				
CBO0 2002	0.037	0.191	0.025	0.157
CBO1 2002	0.170	0.377	0.154	0.361
CBO2 2002	0.284	0.452	0.361	0.480
CBO3 2002	0.086	0.282	0.091	0.288
CBO4 2002	0.308	0.462	0.282	0.450
CBO5 2002	0.090	0.286	0.065	0.247
CBO7 2002	0.014	0.118	0.012	0.110
<i>Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE 2.0</i>				
Indústria	0.061	0.241	0.057	0.233
Comércio	0.151	0.359	0.101	0.302
Serviços	0.777	0.417	0.827	0.378
Construção	0.009	0.097	0.009	0.097
<i>Grandes Áreas de Conhecimento</i>				
Ciências Agrária	0.042	0.202	0.036	0.187
Ciências da Saúde	0.218	0.413	0.178	0.382
Ciências Exatas e da Terra	0.018	0.136	0.044	0.207
Ciências Humanas	0.151	0.359	0.212	0.409
Ciências Sociais Aplicadas	0.341	0.475	0.292	0.443
Engenharias	0.056	0.232	0.061	0.240
Linguística, Letras e Artes	0.170	0.377	0.158	0.365

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018.

Quanto as variáveis de elegibilidade a intervenção, constata-se que, parte significativa do grupo de tratados é egresso da rede pública de ensino (92,6%), por outro lado, entre os integrantes do controle esse percentual cai para entorno de 50%. Com referência a raça, 41,2% da amostra dos egressos que se beneficiaram da política de cotas se autodeclararam como não brancos, já entre os ex-alunos do controle, os não brancos correspondem a 43,7%.

No tocante aos atributos individuais, observa-se que 57% dos tratados são do sexo feminino, já no grupo de controle esse valor é mais de 60%, revelando uma considerável presença feminina entre os egressos analisados. Em relação à naturalidade,

não há discrepância entre os tratados e controles, onde respectivamente 86% e 88% são paraibanos. Uma diferença profunda entre os grupos é vista no *Background* familiar, em especial na escolaridade dos pais, apenas 3,4% e 6,9% respectivamente do pai e mãe dos egressos cotistas possuem ensino superior, em quanto que 21,1% e 26,1% do pai e mãe dos ex-alunos não cotistas portam diploma de graduação.

Quanto à trajetória acadêmica, vê-se a princípio que, os egressos não cotistas apresentam em média um rendimento acadêmico (cra) superior aos ex-alunos beneficiários da reserva de cotas, porém, estes últimos consumiram menos tempo para concluir o curso frente ao grupo de controle. Em relação à ocupação durante a graduação, cerca de 32,1% e 23% dos cotistas e não cotistas respectivamente possuíam vínculo empregatício ao longo da graduação.

Em relação as variáveis do mercado de trabalho, os dados revelam que 45% e 49%, respectivamente, dos egressos cotistas e não cotistas trabalham no setor público, já no tocante à quantidade de vínculos, percebe-se que em média não há uma diferença significativa entre os dois grupos, todavia, os ex-alunos cotistas detêm relativamente mais vínculos.

Quando se examina a classificação brasileira de ocupação (CBO 2002), pode-se observar que mais de 50% dos egressos cotistas e não cotistas se concentram nas ocupações CBO4 (Trabalhadores de serviços administrativos) e CBO2 (Profissionais das ciências e das artes), por outro lado, a ocupação CBO0 (Membros das Forças Armadas, Policiais e Bombeiros Militares) apresenta a menor participação de egressos da UFPB.

Com relação aos setores econômicos (Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE 2.0), é notória a concentração de egressos, tanto do grupo de tratados e controles no setor de serviços da economia, com uma presença maior de ex-alunos não cotistas (82,7%), na sequência temos os setores de comércio e indústria. Por seu turno, a construção civil é o setor que tem a menor parcela de egressos da amostra analisada.

A respeito das áreas de conhecimento, pode-se notar que, os egressos cotistas se concentram nos cursos de Ciências Sociais Aplicadas, Linguística, Letras e Artes e Engenharias, por outro lado, os não cotistas tem maior participação em Ciências Sociais Aplicadas, Linguística, Letras e Artes e Ciências humanas. A simples análise estatística não atinge o objetivo do trabalho, assim, a próxima subseção apresenta os resultados alcançados pela técnica de pareamento combinado com o método de balanceamento por entropia que permitiu obter os efeitos da política de cotas na UFPB.

4.4.2 Efeitos da Política de Cotas

Preliminarmente, para alcançar o efeito da política de cotas é fundamental obter um contrafactual, isto é, um grupo de comparação aos beneficiários da reserva de vagas. Para tanto, o ensaio lança mão da estratégia proposta por Hainmueller (2012) e Watson e Elliot (2016), assim antes de executar o pareamento dos grupos de egresso pelo *Propensity Score Matching*, realizou-se o balanceamento por entropia¹, o referido método tem a finalidade de obter pesos que minimizem as desigualdades entre os cotistas e o grupo de controle, tornando-os mais homogêneos, desse modo é possível

¹ No balanceamento foi retirado as variáveis: Agropecuária, CBO6, CBO8 e CBO9, devido à falta de observações dessas variáveis.

isolar os efeitos das características observáveis sobre os rendimentos dos egressos e encontrar os prováveis efeitos da reserva de vagas.

A tabela 26 expõe o comportamento do primeiro, segundo e terceiro momentos (média, variância e assimetria) da distribuição das covariáveis dos egressos cotistas e não cotistas antes e após o balanceamento por entropia. Segundo os resultados apresentados na tabela 26, pode-se constatar que após o procedimento da entropia houve o ajustamento dos três momentos da distribuição em todas as variáveis consideradas, em outras palavras, os grupos estão equilibrados quanto as covariáveis observadas.

Tabela 26 – Comparação da diferença entre a distribuição estatística das covariáveis antes e depois do balanceamento por entropia

Variáveis	Antes do Balanceamento						Depois do Balanceamento					
	Tratamento			Controle			Tratamento			Controle		
	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria
Raça	0.412	0.243	0.356	0.437	0.246	0.25	0.412	0.243	0.356	0.412	0.242	0.357
Escola Pública	0.928	0.066	-3.338	0.516	0.249	-0.064	0.928	0.066	-3.338	0.928	0.066	-3.326
Sexo	0.578	0.254	-0.316	0.577	0.241	-0.313	0.578	0.254	-0.316	0.577	0.244	-0.313
Mãe Ensino Superior	0.075	.070	3.205	0.248	0.186	1.166	0.075	0.070	3.205	0.07	0.070	3.201
Pai Ensino Superior	0.033	0.032	5.213	0.201	0.160	1.49	0.033	0.032	5.213	0.033	0.032	5.2
Idade	7.975	0.579	-0.938	8.091	0.635	-0.907	7.975	0.579	-0.938	7.968	0.579	-0.695
Duração do curso	4.384	0.5805	0.1367	4.503	0.8635	0.1895	4.384	0.5805	0.1367	4.38	0.579	0.220
Natural da Paraíba	0.867	0.115	-2.16	0.881	0.104	-2.359	0.867	0.115	-2.165	0.866	0.115	-2.157
Ocupado	0.308	0.214	0.831	0.222	0.173	1.332	0.308	0.214	0.8315	0.308	0.213	0.830
Período de saída	1.493	0.25	0.028	1.509	0.25	-0.037	1.493	0.25	0.028	1.492	0.25	0.033
Código grupo	30.12	217.2	0.233	29.72	200.7	0.559	30.12	217.2	0.233	30.12	218.2	0.198
Setor público	0.455	0.2492	0.1808	0.498	0.250	0.004	0.455	0.249	0.180	0.454	0.248	0.182
Quantidade de vínculos	1.114	0.129	3.303	1.107	0.109	3.083	1.114	0.129	3.303	1.113	0.129	3.351
Local paraíba	0.881	0.104	-2.361	0.848	0.128	-1.948	0.881	0.104	-2.361	0.880	0.105	-2.351

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018.

Continuação

Variáveis	Antes do Balanceamento						Depois do Balanceamento					
	Tratamento			Controle			Tratamento			Controle		
	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria
Classificação Brasileira de Ocupações CBO 2002												
CBO0 2002	0.037	0.036	4.839	0.025	0.024	6.04	0.037	0.036	4.839	0.037	0.036	4.837
CBO1 2002	0.170	0.142	1.751	0.154	0.131	1.907	0.170	0.142	1.751	0.170	0.141	1.751
CBO2 2002	0.284	0.204	0.956	0.361	0.230	0.576	0.284	0.204	0.956	0.284	0.203	0.956
CBO3 2002	0.094	0.086	2.767	0.091	0.083	2.827	0.094	0.086	2.767	0.094	0.085	2.766
CBO4 2002	0.308	0.214	0.831	0.282	0.202	0.965	0.308	0.214	0.831	0.307	0.213	0.832
CBO5 2002	0.090	0.082	2.864	0.065	0.061	3.512	0.090	0.082	2.864	0.090	0.082	2.863
CBO7 2002	0.014	0.014	8.207	0.012	0.012	8.8	0.014	0.014	8.207	0.014	0.014	8.201
Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE 2.0												
Serviços	0.777	0.174	-1.333	0.827	0.142	-1.732	0.777	0.174	-1.333	0.776	0.173	-1.325
Indústria	0.061	0.058	3.646	0.057	0.054	3.787	0.061	0.058	3.646	0.062	0.058	3.632
Comércio	0.151	0.1293	1.942	0.101	0.091	2.633	0.151	0.129	1.942	0.151	0.128	1.942
Construção	0.009	0.009	10.12	0.009	0.009	10.08	0.009	0.009	10.12	0.009	0.009	10.12
Grandes Áreas de Conhecimento												
Ciências Agrá- ria	0.218	0.171	1.366	0.178	0.146	1.68	0.218	0.171	1.366	0.218	0.170	1.366
Ciências da Saúde	0.018	0.018	7.055	0.044	0.042	4.392	0.018	0.018	7.055	0.018	0.018	7.05
Ciências Exatas e da Terra	0.151	0.129	1.942	0.212	0.167	1.407	0.151	0.129	1.942	0.151	0.128	1.942
Ciências Huma- nas	0.341	0.225	0.669	0.308	0.213	0.831	0.341	0.225	0.669	0.341	0.224	0.670
Ciências Sociais Aplicadas	0.056	0.053	3.827	0.061	0.057	3.643	0.056	0.053	3.827	0.056	0.053	3.823
Engenharias	0.170	0.142	1.751	0.158	0.133	1.872	0.170	0.142	1.751	0.170	0.141	1.748

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018.

Com o propósito de avaliar o balanceamento entre os dois grupos foi realizado o teste de diferença de médias (teste t) das variáveis observadas, sendo os resultados apresentados na tabela 27. Os resultados alcançados indicam que não há diferença estatisticamente significativa entre os cotistas e não cotistas após a aplicação do balanceamento por entropia, corroborando com os resultados da tabela 26.

Tabela 27 – Teste de diferença das covariadas antes e após o Balanceamento por Entropia

<i>Variáveis</i>	<i>Antes do balanceamento</i>			<i>Depois do balanceamento</i>		
	<i>Tratamento</i>	<i>Controle</i>	<i>Diferença</i>	<i>Tratamento</i>	<i>Controle</i>	<i>Diferença</i>
Raça	0.412	0.437	-0.025	0.412	0.412	0.000
Escola Pública	0.928	0.516	0.412***	0.928	0.928	0.000
Sexo	0.578	0.613	-0.035	0.578	0.577	0.001
Mãe Ensino Superior	0.075	0.248	-0,173***	0.075	0.075	0.000
Pai Ensino Superior	0.033	0.201	-0,168***	0.033	0.033	0.000
Natural da Paraíba	0.867	0.881	-0.014	0.867	0.866	0.001
Idade	7.975	8.091	-0.116**	7.975	7.968	0.007
Duração do curso	4.383	4.503	-0.12*	4.384	4.38	0.004
Período de saída	1.492	1.509	-0.017	1.492	1.491	0.001
Ocupado	0.308	0.222	0.086**	0.308	0.308	0.000
Código grupo	30.12	29.72	0.40	30.12	30.11	0.001
Setor público	0.454	0.498	-0.044	0.454	0.454	0.000
Quantidade de vínculos	1.113	1.107	0.006	1.113	1.112	0.001
Local Paraíba	0.881	0.848	0.033	0.881	0.880	0.001
<i>Classificação Brasileira de Ocupações CBO 2002</i>						
CBO0 2002	0.037	0.025	0.012	0.037	0.037	0.000
CBO1 2002	0.170	0.154	0.016	0.170	0.170	0.000
CBO2 2002	0.284	0.361	-0.077**	0.284	0.284	0.000

CBO3 2002	0.094	0.091	0.003	0.094	0.094	0.000
CBO4 2002	0.308	0.282	0.026	0.308	0.307	0.001
CBO5 2002	0.090	0.065	0.025	0.090	0.090	0.000
CBO7 2002	0.014	0.012	0.002	0.014	0.014	0.000

Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE 2.0

Indústria	0.061	0.057	0.004	0.061	0.062	-0.001
Comércio	0.151	0.101	0.05**	0.151	0.150	0.001
Serviços	0.777	0.827	-0.05	0.777	0.776	0.001
Construção	0.009	0.009	0.000	0.009	0.009	0.000

Grandes Áreas de Conhecimento

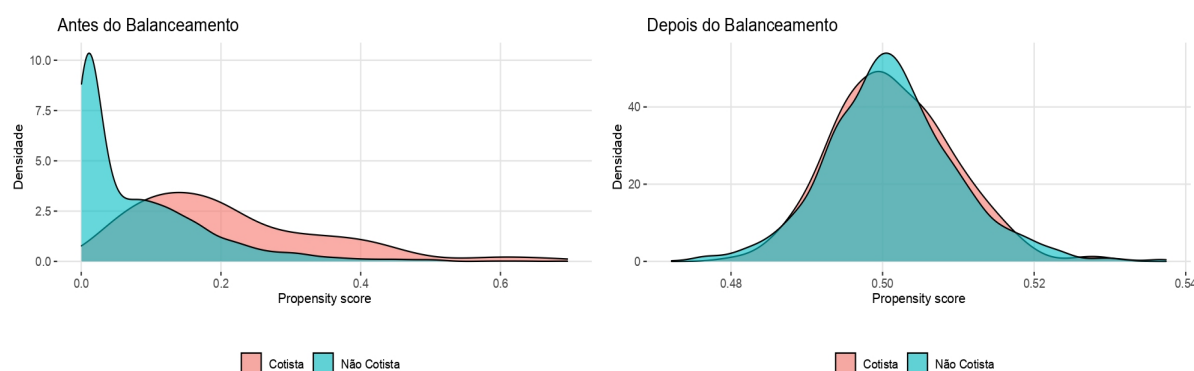
Ciências Agrária	0.042	0.036	0.006	0.042	0.042	0.000
Ciências da Saúde	0.218	0.178	0.04	0.218	0.218	0.000
Ciências Exatas e da Terra	0.018	0.044	-0.026*	0.018	0.018	0.000
Ciências Humanas	0.151	0.212	-0.061**	0.151	0.151	0.000
Ciências Sociais Aplicadas	0.341	0.307	0.034	0.341	0.341	0.000
Engenharias	0.056	0.061	-0.005	0.056	0.056	0.000
Linguística, Letras e Artes	0.170	0.158	0.012	0.170	0.170	0.000

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018.

Nota* p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

Ainda seguindo a estratégia adotada, estimou-se os escores de propensão considerando os pesos obtidos pelo balanceamento por entropia. Os dois gráficos da figura 1 apresentam, respectivamente, a distribuição dos escores antes e após o balanceamento por entropia, os quais evidenciam que os escores de propensão se tornaram balanceados/equilibrados nos dados ponderados pela entropia.

Figura 1 – Distribuição dos escores de propensão por grupo antes e depois do balanceamento por entropia



Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018.

Após a estimação dos escores, foi executado o pareamento dos grupos via algoritmos do vizinho mais próximos (*Nearest Neighbor Matching*) com e sem reposição e com *caliper* em todas as especificações, *Matching Kernel* e *Matching Radius*. Assim, a tabela 28 apresenta o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT) da política de cotas sobre o rendimento dos egressos cotistas da UFPB em início de carreira na média e nos quantis 0.25, 0.50 e 0.75 da distribuição de salários hora. Para estimar os ATTs foi usado os métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e a Regressão Quantílica (RQ).

Tabela 28 – Efeito médio e quantílico sobre os tratados

<i>Modelo</i>	<i>Efeito</i>	<i>Quantil</i>		
	<i>Médio</i>	<i>0.25</i>	<i>0.50</i>	<i>0.75</i>
Nearest (CR, caliper) K=1	-0.116** (0.050)	-0.026 (0.059)	-0.174* (0.091)	-0.192** (0.084)
Nearest (CR, caliper) K=10	-0.102*** (0.046)	-0.011 (0.043)	-0.106* (0.057)	-0.158** (0.073)
Nearest (SR, caliper)	-0.106* (0.054)	-0.004 (0.061)	-0.131* (0.078)	-0.210** (0.084)
Radius	-0.096*** (0.036)	-0.013 (0.036)	-0.102** (0.048)	-0.145* (0.077)
Kernel	-0.102** (0.041)	-0.032 (0.033)	-0.113** (0.051)	-0.147* (0.077)

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018. Erro-padrões em parenteses. Nota * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. K é o número de vizinhos considerados na estimação. Foi utilizado um *caliper* de 0.001. No *Kernel* o valor de *bwidth* é de 0.06.

Inicialmente, verifica-se que os ATTs são estatisticamente significativos para a média e os quantis 0.50 e 0.75, e apresentam efeitos negativos em todos os algoritmos aplicados no trabalho. Desse modo, os resultados da tabela 28 sugerem que ter sido

cotista na graduação tende a reduzir em torno de 10% os rendimentos salariais em início de carreira, se comparado ao egresso que não se beneficiou da reserva de vagas da UFPB. Esse resultado pode estar ligado a baixa proporção de egressos cotistas em de cursos com maiores prêmios salariais, a exemplo de Direto e cursos na área de Engenharia. Esse resultado negativo se assemelha as evidências encontradas por Frisancho e Krishna (2016) para a Índia, porém é relativamente pior se comparado aos resultados vistos em Arcidiacono (2005), onde os efeitos são positivos, porém irrelevantes.

Por sua vez, as estimações por quantis reforçam os resultados anteriores e traz indícios de que os efeitos nos quantis mediano e mais elevado (0.75) da distribuição dos salários hora são maiores do que o efeito médio. Assim, nestes quantis, especialmente no 0.75, a diferença de salários é maior entre os cotistas e não cotistas. Por outro lado, entre os retornos mais baixos não há sinais estatísticos de impacto. Esses resultados podem estar potencialmente associados ao fato de proporcionalmente haver mais egressos cotistas portando diploma de cursos com menores retornos salariais ou de menor prestígio, indo ao encontro das evidências apontadas por Lopes (2017) em sua análise para o Brasil e Hill (2017).

Já as tabelas 29 e 30 apresentam os resultados do efeito médio do tratamento sobre os tratados por área de conhecimento, para tal foram consideradas as áreas que apresentaram trinta ou mais observações no grupo de tratados e controles. Em vista disto, foram investigadas as seguintes áreas: Ciências da Saúde, Ciências Humanas, Ciências Sociais Aplicadas e Linguística, Letras e Artes.

A princípio, observa-se que as estimações das áreas de Saúde e Humanas não se mostraram estatisticamente significativos, de outro modo, os ATTs das áreas de Sociais Aplicadas e Linguística, Letras e Artes são significativos e apontam a mesma tendência dos efeitos para toda a UFPB independente do algoritmo empregado. Desse modo, em suma, ser egresso das duas últimas áreas citadas tende a aumentar as chances de diminuir os rendimentos salariais em início de carreira no mercado formal de trabalho.

Tabela 29 – Efeito médio por área do conhecimento

<i>Modelo</i>	<i>CS</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>LLA</i>
Nearest (CR, caliper) K=1	0.051 (0.169)	0.179 (0.158)	-0.227** (0.102)	-0.244** (0.040)
Nearest (CR, caliper) K=10	0.025 (0.105)	0.116 (0.127)	-0.119** (0.054)	-0.190** (0.106)
Nearest (SR, caliper)	0.057 (0.148)	0.178 (0.146)	-0.235** (0.080)	-0.232** (0.044)
Radius	0.080 (0.174)	0.129 (0.113)	-0.163** (0.060)	-0.183** (0.091)
Kernel	0.032 (0.111)	-0.148 (0.093)	-0.100** (0.039)	-0.143*** (0.050)

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018. Erro-padrões em parênteses. **Nota** *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. K é o número de vizinhos considerados na estimação. Foi utilizado um *caliper* de 0.001. No *Kernel* o valor de *bwidth* é de 0.06. CS: Ciências da Saúde; CH: Ciências Humanas; CCSA: Ciências Sociais Aplicadas; LLA: Literatura, Letras e Artes.

Quanto aos efeitos nos quantis, constata-se que, assim como para as estimações por MQO, as áreas de Ciências da Saúde e Humanas não apresentam efeitos significativos em nenhum quantil considerado. Já Ciências Sociais Aplicadas e Linguística, Letras e Artes, exibem evidências estatísticas em alguns quantis. Em Sociais Aplicadas os efeitos significativos estão presentes na mediana e no quantil 0.75, sendo mais expressivo neste último, acompanhado as evidências encontrados para toda UFPB.

Tabela 30 – Efeito Médio por quantil por área do conhecimento

<i>Modelo</i>	<i>CS</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>LLA</i>
<i>Quantil 0.25</i>				
Nearest (CR, caliper) K=1	0.187 (0.251)	0.143 (0.222)	-0.086 (0.092)	-0.117* (0.071)
Nearest (CR, caliper) K=10	0.132 (0.095)	0.168 (0.188)	-0.013 (0.048)	-0.101* (0.055)
Nearest (SR, caliper)	0.187 (0.201)	0.180 (0.191)	-0.086 (0.094)	-0.117* (0.069)
Radius	0.187 (0.176)	0.168 (0.170)	-0.071 (0.057)	-0.092* (0.056)
Kernel	0.132 (0.072)	0.035 (0.089)	-0.011 (0.045)	-0.015 (0.054)
<i>Quantil 0.50</i>				

Nearest (CR, caliper) K=1	0.102 (0.205)	0.106 (0.207)	-0.181 (0.156)	-0.319* (0.165)
Nearest (CR, caliper) K=10	0.057 (0.160)	0.235 (0.185)	-0.132* (0.069)	-0.250* (0.145)
Nearest (SR, caliper)	0.074 (0.189)	0.1131 (0.227)	-0.258* (0.102)	-0.283* (0.163)
Radius	0.09 (0.195)	0.252 (0.202)	-0.171 (0.111)	-0.223 (0.148)
Kernel	0.083 (0.163)	0.079 (0.153)	-0.101* (0.061)	-0.146* (0.088)
Quantil 0.75				
Nearest (CR, caliper) K=1	0.092 (0.226)	0.478 (0.206)	-0.474** (0.205)	-0.270 (0.201)
Nearest (CR, caliper) K=10	0.021 (0.118)	0.207 (0.175)	-0.340* (0.166)	-0.222 (0.168)
Nearest (SR, caliper)	-0.018 (0.158)	0.294 (0.192)	-0.498*** (0.189)	-0.270 (0.211)
Radius	0.106 (0.162)	-0.2385 (0.176)	-0.265** (0.118)	-0.215 (0.171)
Kernel	0.035 (0.082)	-0.030 (0.131)	-0.437*** (0.180)	-0.270* (0.147)

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018. Erro-padrões em parenteses.

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. K é o número de vizinhos considerados na estimação. Foi utilizado um *caliper* de 0.001. No *Kernel* o valor de *bwidth* é de 0.06. CS: Ciências da Saúde; CH: Ciências Humanas; CCSA: Ciências Sociais Aplicadas; LLA: Literatura, Letras e Artes.

Já em Linguística, Letras e Artes, diferentemente de Sociais Aplicadas e a UFPB, os ATTs estatisticamente significativos se concentram nos quantis 0.25 e na mediana. Quanto a magnitude do efeito, pode-se observar que esta é maior no salário hora mediano. Desta forma, nas duas áreas analisadas ser egresso cotista tende a implicar em redução dos retornos salariais, porém os efeitos são mais relevantes em quantis diferentes.

Os resultados até então apresentados, sugerem que a política afirmativa, em específico, a reserva de vagas implementada pela UFPB em 2011, não apresentou potenciais benefícios aos seus usuários quando se avalia os seus efeitos sobre os rendimentos iniciais de carreira dos mesmos em relação aos seus pares não cotistas.

4.4.3 Análise de Sensibilidade

A análise do efeito médio do tratamento sobre os tratados empreendida na subseção anterior assumiu a hipótese da independência condicional, mas a presença de variáveis omitidas pode enviesar as estimações dos ATTs. Diante disto, o presente trabalho recorreu aos limites de Rosenbaum (*Rosenbaum bounds*) para quantificar o viés presente nas estimações. Desse modo, avaliou-se a sensibilidade dos resultados diante as falhas na hipótese de independência condicional derivadas de fatores não observados. Em outras palavras, os limites medem o quanto de viés de seleção deve existir para ser viável não rejeitar a hipótese nula de ausência de efeito do tratamento.

Assim, a tabela 31 apresentam os limites de Rousenbaum (Γ), como também a probabilidade p^- de não rejeição da hipótese nula de sobrestimação do efeito para a UFPB. Vale destacar que os referidos limites expostos na tabela 31 correspondem a 10% de significância estatística para todas as especificações de algoritmo adotadas no ensaio. De início, observa-se que nas estimações para toda UFPB, o efeito de tratamento parece ser robusto a uma possível presença de variáveis não observadas, visto que quanto mais afastado da unidade, mais robusta a variável de resposta se mostra.

Tabela 31 – Análise de sensibilidade

<i>Modelo</i>	<i>Limites (Γ)</i>	<i>p^-</i>
Nearest (CR, caliper) K=1	1.20	0.1329
Nearest (CR, caliper) K=10	1.35	0.1131
Nearest (SR, caliper)	1.15	0.1366
Radius	1.40	0.1379
Kernel	1.40	0.1123

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018.

Nota: Γ é o primeiro valor com significância estatística do intervalo para a suposição de sobrestimação; p^- refere-se a probabilidade de não rejeição da hipótese de sobrestimação no efeito da exposição. K é o número de vizinhos considerados na estimação. Foi utilizado um *caliper* de 0.001. No *Kernel* o valor de *bwidth* é de 0.06.

Olhando em específico para os modelos estimados, constata-se que o resultado do *Nearest* sem reposição aparenta ser o menos robusto entre os algoritmos utilizados, o mesmo apresentou um nível crítico (Γ) de 1,15, indicando que se a presença de fatores não observados induzirem a uma diferença na *odds ratio* de receber a intervenção entre os egressos dos grupos de tratamento e controle, isso se dará por um fator de 1,15. Já pelas técnicas *Radius* e *Kernel* esse fator é 1,4, isto é, os questionamentos dos efeitos da política de cotas sobre os rendimentos dos tratados ocorrem quando variáveis não observadas no modelo respondem por uma diferença de 40% na razão de chances de atribuição da exposição ao tratamento entre os dois grupos.

Os limites de Rosenbaum também foram calculados para as áreas de conhecimento e são apresentados na tabela 32. Em Ciências Sociais Aplicadas os resultados sugerem que independentemente do método as estimações são robustas à presença de viés promovida por covariáveis omitidas. Assim, entre os algoritmos aplicados, o *Nearest* com reposição e um vizinho apresenta a maior sensibilidade, onde um viés oculto de 1,3 leva a uma diferença de *odds ratio* do egresso de Ciências Sociais Apli-

cadáver ser exposto à intervenção e assim questionar se há efeitos negativos da reserva de vagas sobre os rendimentos iniciais dos egressos. Já os modelos *Radius* e *Nearest* com reposição e dez vizinhos apresentaram as menores sensibilidades em relação aos fatores omitidos, onde respondem por uma diferença de 50% e 45%, respectivamente, na razão de chances de exposição a política de cotas.

Tabela 32 – Análise de sensibilidade por grande área

<i>Modelo</i>	<i>Limites (Γ)</i>	<i>CCSA</i>	<i>LLA</i>
Nearest (CR, caliper) K=1	Γ	1.30	1.40
	p^-	0.1133	0.1077
Nearest (CR, caliper) K=10	Γ	1.45	1.45
	p^-	0.1190	0.1131
Nearest (SR, caliper)	Γ	1.35	1.40
	p^-	0.1141	0.1146
Radius	Γ	1.50	1.45
	p^-	0.1276	0.1096
Kernel	Γ	1.35	1.80
	p^-	0.1174	0.1129

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018.

Nota: Γ é o primeiro valor com significância estatística do intervalo para a suposição de sobrestimação; p^- refere-se a probabilidade de não rejeição da hipótese de sobrestimação no efeito da exposição. K é o número de vizinhos considerados na estimação. Foi utilizado um *caliper* de 0.001. No *Kernel* o valor de *bwidth* é de 0.06. CCSA: Ciências Sociais Aplicadas; LLA: Linguística, Letras e Artes.

Por seu turno, Linguística, Letras e Artes também alcançou resultados robustos a presença de viés de seleção em todos os casos. Assim como em sociais aplicadas, o método *Nearest* com um vizinho retrata o maior nível de sensibilidade a fatores omitidos, onde os egressos que são semelhantes em termos de controles podem diferir na probabilidade de participação da política por um fator de 1,4, e mesmo assim os resultados do ATT se mantêm. Por outro lado, os resultados do *Kernel* são os menos sensíveis, sendo necessário um viés oculto de 1,80 para torna espúria a conclusão sobre os efeitos negativos da reserva de vagas sobre os rendimentos dos egressos.

Cabe destacar que, segundo DiPrete e Gangl (2004) os limites de Rosenbaum aplica os piores cenários aos resultados, tomando como exemplos os Γ de 1,15 e 1,2 observado no *Nearest* para a UFPB, não implica que haja necessariamente ausência de efeitos reservas de vagas sobre os rendimentos em início de carreira dos egressos, mas assinala que o intervalo de confiança para o efeito do tratamento inclui zero se uma variável não observável causar diferença no *adds* dos grupos de participar por um fator de 1,2.

4.5 Considerações finais

O presente trabalho teve o objetivo de examinar o efeito da reserva de vagas sobre os rendimentos em início de carreira dos egressos cotistas da Universidade Federal da Paraíba. Para tanto, recorreu aos registros administrativos da instituição em análise nos anos de 2010 e 2011 e a RAIS identificada de 2018, que permitiu conhecer a situação dos egressos no mercado de trabalho. Assim, a amostra final do estudo foi formada apenas por egressos com vínculo empregatício ativo, totalizando em 2303 egressos, sendo 211 cotistas e 2092 não cotistas.

Para alcançar o objetivo traçado, se lançou mão da estratégia proposta por Hainmueller (2012) e Watson e Elliot (2016), que combina o balanceamento por entropia e o método *Propensity Score Matching* (PSM), permitindo isolar os efeitos das observáveis sobre os rendimentos dos ex-alunos da UFPB.

Os resultados alcançados indicam que, ter ingressado no ensino superior via reserva de vagas tende a reduzir em torno de 10% o salário hora em início de carreira se comparados aos egressos não beneficiários da política de cotas. Ainda se observou que os efeitos são maiores na mediana e no topo (0.75) da distribuição de salários, e que não houve indícios estatísticos de impactos entre os retornos mais baixos.

Quanto ao efeito por áreas de conhecimento, o presente trabalho se deteve a quatro áreas, dado a amostra disponível e a viabilidade das estimações. Dos campos abordados, apenas Ciências Sociais Aplicadas e Linguística, Letras e Artes apresentaram evidências estatísticas de efeitos sobre os retornos salariais dos ex-alunos, alcançando um resultado semelhante ao encontrado para a toda UFPB. Desse modo, os egressos cotistas de Ciências Sociais Aplicadas e Linguística, Letras e Artes, tendem a auferir respectivamente um salário hora menor em torno de 16% e 0,19% em relação aos egressos não cotistas. Assim, os resultados alcançados sugerem a rejeição da hipótese testada no trabalho.

Os resultados do PSM ainda foram submetidos a análise de sensibilidade (*Rosenbaum bounds*), na intenção de verificar a robustez. Os testes apontaram que os ATTs estimados para a UFPB, tal como para as áreas de Ciências Sociais Aplicadas e Linguística, Letras e Artes são robustos a viés de seleção provocado por uma possível presença de fatores não observados independente do algoritmo aplicado. Contudo, ressalta-se que essa sensibilidade difere quanto a técnica de pareamento usada.

No entanto, é relevante destacar que os resultados e considerações apresentados no ensaio trata-se do início de carreira dos egressos da UFPB, ou seja, são evidências a curto prazo. Neste sentido, se recomenda que os próximos estudos abordem os efeitos sobre o retorno salarial dos beneficiários da política de cotas a médio e longo prazo, tal como para as outras áreas do conhecimento que não foram aqui contempladas.

4.6 APÊNDICE

Tabela 33 – Grande grupo CBO 2002

<i>Código</i>	<i>Grupo</i>
CBO0	Membros das Forças Armadas, Policiais e Bombeiros Militares
CBO1	Membros Superiores do Poder Público, Dirigentes de Organizações de Interesse Público e de Empresas, Gerentes
CBO2	Profissionais das Ciências e das Artes
CBO3	Técnicos de Nível Médio
CBO4	Trabalhadores de Serviços Administrativos
CBO5	Trabalhadores dos Serviços, Vendedores do Comércio em Lojas e Mercados
CBO6	Trabalhadores Agropecuários, Florestais e da Pesca
CBO7	Trabalhadores da Produção de Bens e Serviços Industriais
CBO8	Trabalhadores da Produção de Bens e Serviços Industriais
CBO9	Trabalhadores em Serviços de Reparação e Manutenção

Fonte: Elaboração própria a partir da Classificação Brasileira de Ocupações.

5 Política Afirmativa e Overeducation

5.1 Introdução

Nas últimas décadas, o Brasil vivenciou a expansão do ensino superior público e privado mediante políticas e programas educacionais, a exemplo do Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (REUNI), Fundo de Financiamento Estudantil (FIES), Programa Universidade para Todos (PROUNI), bem como a oferta de graduação pelos Institutos Tecnológicos (IFs), ampliando, assim, a oferta de trabalhadores qualificados. Entretanto, há evidências que a oferta de vagas no mercado de trabalho não acompanhou a ampliação do número de graduados (SCHWARTZMAN, 2004), produzindo chamado *overeducation*.

O referido fenômeno é caracterizado pela existência de trabalhadores em ocupações que exigem um nível de escolaridade inferior à que eles efetivamente dispõem. Embora as discussões teóricas sobre *overeducation* tenham se iniciado em meados dos anos 70, McGuinness (2006) aponta que as literaturas teórica e empírica ainda não apresentam consenso quanto as causas do mesmo. Alguns autores sugerem que o excesso de educação reflete o desequilíbrio ou a ineficiência no mercado de trabalho e no sistema educacional, isto é, há uma oferta excessiva de trabalhadores qualificados frente a uma pequena demanda do mercado de trabalho (MCGUINNESS, 2006), (LEUVEN; OOSTERBEEK, 2011). Já outros argumentam que o fenômeno representa uma fase temporária e necessária para que alguns trabalhadores mostrem suas habilidades e ascendam futuramente na carreira (SICHERMAN, 1991).

O excesso de educação impõe consequências e custos não só ao trabalhador, mas também à economia de forma geral. Os indivíduos sobre-educados são penalizados com salários mais baixos em comparação aos trabalhadores que possuem o nível de instrução adequando a ocupação que desempenham. Da mesma forma, há redução da satisfação do trabalhador, produzindo desmotivação do mesmo em aprimorar sua qualificação posto que o investimento em educação não gera o retorno esperado. Assim, segundo Groot (1996) há evidências para sugerir que os trabalhadores *overeducated* são relativamente improdutivos e possuem uma maior taxa de rotatividade (SLOANE; BATTU; SEAMAN, 1999).

Além disso, o excesso de educação conduz a economia a operar abaixo do seu potencial, dado que as habilidades dos trabalhadores sobre-educados são subutilizadas (MCGUINNESS, 2006). Acrescenta-se ainda que o *overeducation* submete a sociedade a elevados custos, tendo em vista o uso do dinheiro público para qualificar tais trabalhadores, levando a subutilização dos gastos públicos em capital humano.

Em paralelo à expansão do ensino superior houve a adoção de políticas afirmativas de ingresso em universidades públicas, especialmente a reserva de vagas a minorias raciais (negros, pardos e indígenas) ou a alunos de escolas públicas (cotas sociais). As universidades estaduais do Rio de Janeiro ¹ foram as primeiras a adotarem políticas afirmativas no início dos anos 2000. Inicialmente foi implementado cotas para

¹ Universidade Estadual do Rio de Janeiro (UERJ) e Universidade Estadual do Norte Fluminense Darcy Ribeiro (UENF)

estudantes egressos da rede pública fluminense e em seguida estas foram estendidas a candidatos autodeclarados negros e pardos. Posteriormente, a política ganhou espaço e se consolidou, com diversas instituições públicas estaduais e federais adotando por leis ou resoluções de política de cotas.

O objetivo central da política de cotas consiste em corrigir injustiças históricas e romper os ciclos de perpetuação da pobreza e das desigualdades por meio do acesso ao ensino superior, o qual costuma estar associado a ocupações com maiores ganhos salariais no mercado de trabalho, fornecendo um caminho para empregos melhores ou de *status* ocupacionais mais elevados com a ascensão dos níveis de educação. Contudo, o debate sobre os reais benefícios e custos de tal política é controverso e a literatura econômica do tema não é unânime quanto aos impactos na qualidade do ensino nas universidades e na inserção dos egressos beneficiários no mercado de trabalho. Para alguns, a política permitiria o acesso de indivíduos que não teriam chances de ingressar por ampla concorrência (ESTEVAN; GALL; MORIN, 2018), por outro lado, a política de cotas não seria suficiente para promover igualdade de oportunidades, tendo em vista que o problema estaria no ensino básico deficitário e assim deveria haver políticas complementares (LOPES, 2017).

Desse modo, o ensino universitário não seria suficiente para compensar as diferenças de habilidades dos cotistas com os demais pares, estando estes em posição inferior no mercado de trabalho não apenas em termos salariais, mas também em relação às ocupações (BATTU; SLOANE, 2002). Assim, uma porcentagem significativa de cotistas com excesso de educação implicaria que as políticas de ação afirmativa podem não ser bem-sucedidas quanto ao seu objetivo de promover mobilidade social às minorias, bem como a igualdade no mercado de trabalho em relação aos pares não cotistas.

Diante o exposto, o presente ensaio tem por objetivo investigar a influência da política de cotas adotada pela Universidade Federal da Paraíba sobre a probabilidade do egresso beneficiário da política ser *overeducated*. Assim, para alcançar o objetivo proposto associou-se o balanceamento por entropia com o *Propensity Score Matching* (PSM). O primeiro permite implementar uma reponderação para ajustar a distribuição amostral antes de realizar o pareamento, no intuito de alcançar grupos mais equilibrados. O segundo se traduz em um método não-experimental de *matching*, o qual mediante critérios estatísticos e características observáveis viabiliza a construção artificial do melhor grupo de comparação para os tratados. Por último, utilizaram-se os limites de Rosenbaum (*Rosenbaum bounds*) para verificar a sensibilidade do efeito médio do tratamento sobre os tratados em relação a fatores omitidos.

A estratégia acima é viabilizada através da utilização de duas fontes de dados. A primeira se refere aos dados administrativos da UFPB, o qual fornece informações sobre a trajetória dos egressos durante a graduação. Apesar de a instituição ter implantado sua política de cotas em 2011, o presente trabalho também utiliza informações de 2010 com a finalidade de minimizar o viés de autosseleção, para tanto os egressos de 2010 farão parte do grupo de controle. Já as informações do mercado de trabalho são provenientes da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) identificada de 2018, que através do CPF permitiu mapear a situação do egresso no mercado de trabalho formal.

A literatura nacional sobre as políticas afirmativas é ampla, mas se restringe aos seus efeitos no desempenho e o esforço dos beneficiários na graduação (PEREIRA;

BITTENCOURT; JUNIOR, 2013), (PEIXOTO et al., 2016), assim como sobre as chances de ingresso e evasão no ensino superior, (JUNIOR; SOUZA; WALTENBERG, 2016), Estevam et al. (2018), (SILVA et al., 2019). Quanto ao *overeducation* tem se focado na área de formação do egresso (ANNEGUES et al., 2018), e nos efeitos sobre os rendimentos (CAVALCANTI et al., 2020), (ANNEGUES; SOUZA, 2020). Todavia, ainda não há evidências empíricas a respeito dos efeitos da política cotas sobre a probabilidade de o beneficiário ser sobre-educado. Assim, o estudo tenta preencher a lacuna da literatura nacional em relação ao desequilíbrio entre a realização educacional e ocupacional de egressos que utilizaram políticas afirmativas para ingresso no ensino superior, bem como fornecer subsídios aos formuladores de políticas afirmativas, auxiliando no aperfeiçoamento e complementariedade da política em análise, tal como sinalizar a continuidade ou não da mesma, dado a proximidade das discussões a respeito da renovação da lei de cotas de 2012 prevista para 2022.

O presente trabalho, além dos aspectos introdutórios, é composto por mais quatro seções. Na sequência é apresentado a literatura sobre *overeducation*. A terceira seção trata das particularidades metodológicas. Posteriormente é discutido os resultados. Na última seção são apresentadas as principais considerações em relação aos resultados obtidos.

5.2 Revisão de Literatura

5.2.1 *Overeducation*

A literatura interpreta o *overeducation* como o excesso de escolaridade do trabalhador em relação à exigida pela sua ocupação atual. Contudo, a mesma não apresenta unanimidade quanto a teoria que explicaria o referido fenômeno. À vista disto, os achados empíricos têm sido analisados segundo algumas teorias do mercado de trabalho, a exemplo da teoria do capital humano, os modelos de competição por emprego, os *assignment models* e as teorias sobre mobilidade ocupacional.

Levando em conta a teoria do capital humano o problema de *overeducation* seria um fenômeno temporário derivado do desequilíbrio entre oferta e demanda no mercado de trabalho (TSANG; LEVIN, 1985). Conforme a referida teoria haverá *overeducation* ao longo do processo de ajustamento do mercado, ou seja, o intervalo temporal necessário para que o trabalhador encontre uma ocupação pertinente ao seu nível educacional ou o tempo que as empresas precisam para promoverem o ajuste no processo produtivo o adequando ao capital humano disponível no mercado de trabalho.

Ressalta-se que o excesso de educação não é visto por outras teorias como um fenômeno transitório, ou seja, de curto prazo, como sugerido pela teoria do capital humano. Por seu turno, os modelos de competição por emprego pressupõem que o *overeducation* é produto da competição dos indivíduos por postos de trabalho. Segundo o modelo de competição de Thurow e Lucas (1972), há uma fila de indivíduos no mercado de trabalho competindo por ocupações, sendo as posições determinadas pelo nível de escolaridade dos mesmos. Neste sentido, para manter ou progredir sua posição na fila o indivíduo se qualifica cada vez mais o que resultara em excesso de educação em relação a exigida pelo cargo.

Já nos modelos de designação (*assignment models*) a economia enfrenta um

problema de alocação entre trabalhadores heterogêneos e ocupações de diferentes complexidades (SATTINGER, 1993). O processo de alocação não é uma loteria, dado que as escolhas dos trabalhadores quanto as ocupações são orientadas pela maximização da utilidade e os salários são determinados pelas características dos trabalhadores e dos empregos. Contudo, o equilíbrio no mercado de trabalho não necessariamente deve ser de compatibilidade entre trabalhadores alocados a uma determinada ocupação e a qualificação requerida para tal. Neste sentido, alguns indivíduos estarão em situação de *overeducation*, ou seja, sua qualificação está acima do exigido para sua atual ocupação.

As teorias de mobilidade de carreira são outras alternativas de explicação do *overeducation* (SICHERMAN, 1991), as mesmas sugerem que os trabalhadores aceitam ocupações inicialmente incompatíveis com seu nível educacional, mas que lhes permita adquirir habilidades necessárias através de treinamentos e experiência profissional, permitindo ao indivíduo alcançar promoções e ascensão da carreira na empresa atual ou em outra do mercado.

Apesar de a literatura apresentar muitos trabalhos sobre *overeducation*, as evidências em relação às minorias são escassas. Entre os primeiros estudos destaca-se o realizado por Duncan e Hoffman (1981) para os trabalhadores americanos. Ao investigar os ganhos econômicos do *overeducation* os autores evidenciaram que 50% dos homens negros dos EUA têm mais educação que o necessário para a sua ocupação, em comparação aos 40% do total de trabalhadores americanos. Contudo, os mesmos encontram efeitos positivos do excesso de educação para todos os grupos, mas o retorno é a metade do ganho adicional de um ano de educação necessária para a ocupação.

Diferentemente de Duncan e Hoffman (1981), Alpin, Shackleton e Walsh (1998) restringe a análise a trabalhadores graduados da Grã-Bretanha. Assim, com base nos dados da *Labour Force Survey data* de 1995 Alpin, Shackleton e Walsh (1998) apontam diversos fatores que aumentam a probabilidade do indivíduo ser *overeducated*, entre um deles é ser de grupos minoritários, evidenciando que trabalhadores não brancos são mais propensos a ter excesso de educação, em torno de 29,9%, em comparação aos trabalhadores brancos (26,8%). Alpin, Shackleton e Walsh (1998) ainda destaca que o problema de *overeducation* seria temporário para muitos indivíduos, pois à medida que os mesmos adquirem habilidades e experiência relacionadas a ocupação, eles são capazes de melhorar sua correspondência profissional, indo ao encontro da teoria de mobilidade de carreira.

Já Blackaby et al. (1999) realiza uma investigação mais específica a respeito da perspectiva de emprego de grupos minoritários no Reino Unido com base em um painel (1987-1991) de microdados do *Labour Force Survey*. Os autores mostram que o problema do excesso de educação entre as minorias é fruto da distância em relação ao local de trabalho, reduzindo as chances de melhores correspondências entre nível educacional possuído e o exigido pela ocupação, elevando o excesso de educação entre as minorias.

Assim como Blackaby et al. (1999), Battu e Sloane (2002), e Battu e Sloane (2004) realizaram estudos para o Reino Unido. Desse modo, a partir da Pesquisa Nacional Britânica de Minorias Étnicas, Battu e Sloane (2002) investigam se as minorias étnicas sofrem de maior excesso de educação, frente aos trabalhadores brancos em função de uma possível discriminação. Os resultados encontrados mostram que em média os

trabalhadores não brancos apresentam mais de 30% de excesso de educação, valor próximo ao encontrado por Alpin, Shackleton e Walsh (1998), já para os brancos esse valor fica em torno dos 20%. Os autores ainda destacam a tendência das minorias estrangeiras serem menos recompensadas em caso de *overeducation*.

Battu e Sloane (2004) ampliam o estudo realizado em 2002 e examinam a incidência de incompatibilidade entre o nível educacional e a realização ocupacional sobre os ganhos e outros resultados do mercado de trabalho. Battu e Sloane (2004) encontram que os grupos étnicos têm níveis variados de excesso de educação com maior incidência entre os grupos indianos e afro-asiáticos. Quando os autores introduzem variáveis de controles nas equações, os mesmos encontram que os afro-asiáticos são mais propensos a ter mais educação em relação aos indianos. Além disso, os autores destacam que ter um diploma estrangeiro, ser nascido no Reino Unido e ter fluência no idioma aumentam a probabilidade de o indivíduo não branco ser supereducado ou subeducado, indo de encontro aos argumentos da teoria da assimilação.

Por sua vez, Lindley (2009) explora a incidência de *Overeducated* e *Undereducated*, bem como o efeito sobre os rendimentos de imigrantes, nativos e grupos étnicos minoritários por sexo. Para tal, o autor emprega informações da Pesquisa Trimestral da Força de Trabalho de 1993 a 2003 do Reino Unido. Os achados mostram que, em comparação com brancos, negros africanos, outros não-brancos, indianos e os homens são mais propensos a ter excesso de educação, enquanto para as mulheres é mais provável que indianas e paquistaneses/bangladeshianas sejam *overeducated*. No entanto, Lindley (2009) aponta que há grandes retornos às habilidades ocupacionais para alguns grupos étnicos e imigrantes minoritários.

Rafferty (2012) também realiza uma análise para o Reino Unido examinando as diferenças étnicas no excesso de educação, desemprego e salários como marcadores potenciais de discriminação ou "penalidades étnicas", definidas como as diferenças nos resultados do mercado de trabalho que persistem após contabilizar o capital humano observável e as características demográficas. Para estimar as referidas penalidades étnicas, Rafferty (2012) usa a abordagem de *matching* de covariável. Os resultados revelam que os níveis de penalidades de realização educacional são persistentes entre vários grupos étnicos minoritários. Rafferty (2012) ressalta que as desvantagens sociais anteriores ao mercado de trabalho explicam os padrões de *overeducation*.

Já Clark, Joubert e Maurel (2017) são os primeiros a examinarem a dinâmica de carreira de trabalhadores em situação *overeducated* em relação aos seus pares na mesma ocupação e seus efeitos sobre o salário. Para tanto, os mesmos usaram dados longitudinais do *National Longitudinal Surveys* (NLSY79) combinados com o *Current Population Survey* (CPS) para os Estados Unidos. Os autores evidenciaram que o *overeducation* não é apenas mais comum, mas também mais persistente entre os trabalhadores negros e indivíduos com AFQT baixo, corroborando com os achados de Duncan e Hoffman (1981) e indo de encontro as ideias de Alpin, Shackleton e Walsh (1998). Além disso, a taxa de risco de excesso de educação cai em cerca de 60% durante os primeiros 5 anos com educação excessiva. Por último, Clark, Joubert e Maurel (2017) destacam que o *overeducation* está associado a salários atuais e futuros significativamente mais baixos, e que o desemprego passado está associado a uma maior duração do *overeducation* no futuro.

5.3 Metodologia

5.3.1 Estratégia Empírica

Com o objetivo de avaliar os efeitos da política de cotas sobre a probabilidade dos egressos beneficiários da UFPB ser *overeducation*, o presente estudo lançou mão do *Propensity Score Matching* (PSM) associado ao balanceamento por entropia. Logo após, realizou-se a análise de sensibilidade proposta por Rosenbaum (2002), para verificar se o viés de variáveis omitidas afetou os resultados do Efeito Médio de Tratamento sobre os Tratados (ATT).

5.3.1.1 Balanceamento por Entropia

Proposto por Hainmueller (2012), o balanceamento por entropia pode ser entendido como uma generalização da abordagem convencional do *propensity score*, porém, com procedimentos metodológicos distintos. Enquanto que no pareamento por escore de propensão calcula-se o *score* por intermédio de uma regressão (*logit/probit*), para logo após realizar o pareamento das unidades, e verificar se os pesos estimados equilibram as distribuições das covariadas, na entropia é permitido estimar os pesos diretamente para equalizar as distribuições das amostras, isto é, o método de entropia tem a vantagem de implementar diretamente o equilíbrio exato, bem como é duplamente robusto em relação à regressão linear segundo Zhao e Percival (2016).

Segundo Hainmueller (2012), a entropia permite ao pesquisador fixar um equilíbrio mais preciso estabelecendo um conjunto de restrições de equilíbrio, o que implica que os momentos (média, variância e assimetria) da amostra no grupo de controle ponderado equivalem exatamente aos momentos correspondentes no grupo de tratamento. Desse modo, de acordo com Hainmueller (2012), torna-se dispensável a verificação do equilíbrio no sentido convencional, pelo menos nos momentos incluídos nas restrições do equilíbrio.

Em contraste com outros métodos de pré-processamento, o balanceamento por entropia assegura alto equilíbrio das covariáveis entre os grupos de tratamento e controle, mesmo em pequenas amostras, dado que não exige que uma unidade não correspondida seja descartada, como no *Coarsened Exact Matching* (CEM). Assim, um grupo de controle sintético é projetado para representar uma imagem virtualmente perfeita do grupo de tratamento sem perdas de observações, garantindo o máximo de informações.

Considere w_i o peso do balanceamento por entropia escolhido para cada unidade do grupo de controle, encontrado pelo seguinte esquema de reponderação que minimiza a distância métrica de entropia.

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{\{i|D=0\}} w_i \log(w_i/q_i) \quad (5.1)$$

Sujeito as restrições de equilíbrio e normalização.

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i c_{ri}(X_i) = m_r \quad \text{Com } r \in 1, \dots, R \quad (5.2)$$

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i = 1 \quad (5.3)$$

$$w_i \geq 0 \text{ Para todo } i \text{ tal que } D = 0 \quad (5.4)$$

Em que $q_i = 1/n$ é um peso base amostral e $c_{ri}(x_i) = m_r$ descreve um conjunto de R restrições de equilíbrio impostas aos momentos das covariáveis no grupo de controle reponderado.

Operacionalmente, após a escolha da variável que será incluída na reponderação, é especificado um conjunto de restrições de balanceamento para equalizar os momentos das distribuições das covariáveis entre grupos de tratamento e controle reponderados. Desse modo, o método de entropia procura para o conjunto de observações do controle, pesos $w = [w_1, \dots, w_{n_0}]$ que minimizam a equação 1, a distância de entropia entre w e o vetor base de pesos $Q = [q_1, \dots, q_{n_0}]$, sujeita as restrições de balanceamento (equação 5.2), restrição de normalização (Equação 5.3) e restrição de não negatividade (Equação 5.4).

O balanceamento por entropia foi desenvolvido a princípio para avaliar os efeitos do tratamento em dados observáveis, porém, conforme Watson e Elliot (2016) o referido método também pode ser aplicado ao objetivo de ajustar a amostra para estimativas subsequentes dos efeitos do tratamento. Segundo Hainmueller (2012), a entropia pode ser facilmente combinado com quase qualquer estimativa (padrão) que o pesquisador queira utilizar para modelar o resultado nos dados pré-processados.

Assim, para atingir o objetivo proposto, o presente estudo segue a estratégia proposta por Hainmueller (2012) e Watson e Elliot (2016) usando os pesos alcançados pelo balanceamento por entropia com o *Propensity Score Matching* (PSM), apresentado na subseção a seguir.

5.3.2 *Propensity Score Matching*

Seguindo a estratégia adotada, o presente estudo recorreu ao *Propensity Score Matching* (PSM) após o balanceamento por entropia. O referido método foi empregado no intuito de criar um grupo de controle estatisticamente semelhante com base em um vetor de características observáveis, representando o contrafactual dos egressos cotistas. A princípio, o PSM foi introduzido por Rosenbaum e Rubin (1983), no intuito de solucionar o problema da dimensionalidade, em que a inclusão de mais características torna difícil a ocorrência do *matching*. Assim, as unidades de comparação são aqueles cujos escores de propensão são próximos da unidade tratada, e não exatamente igual (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

O escore de propensão, por sua vez, é definido como a probabilidade condicional do egresso ter recebido o tratamento dado um vetor de características observáveis X . Esse escore pode ser estimado por uma regressão *logit* ou *probit*. Nessa regressão, a variável explicativa é uma *dummy*, que assume valor um caso o ex-aluno tenha participado da política de cotas e zero caso contrário. O condicionamento no escore de propensão é geralmente mais simples do que o condicionamento em uma grande

dimensão de características. Formalmente temos:

$$Pr[Cota_i = 1 \mid X_i] = G(X_i\beta + \mu_i) \quad (5.5)$$

Cabe destacar, que a estimação por PSM se fundamenta em duas hipóteses-chave. A primeira, diz respeito a ignorabilidade, também conhecida como hipótese de independência condicional, nessa hipótese assumimos que os resultados potenciais são independentes do *status* de tratamento condicional a X :

$$(Y_{i0}, Y_{i1}) \perp Cota_i \mid X_i \quad (5.6)$$

No entanto, é possível que uma unidade tratada não encontre seu correspondente no grupo de não tratados, baseado no *propensity score* estimado. Neste caso, temos a segunda hipótese denominada de suporte comum entre os dois grupos. A referida hipótese implica que para cada unidade tratada tenha correspondente no grupo de controle para cada característica X para a qual deseja-se comparar.

$$0 < Pr(Cota_i = 1 \mid X_i) < 1 \quad (5.7)$$

A partir das hipóteses acima, os indivíduos são pareados conforme suas características observáveis disponíveis, viabilizando as estimações do efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT) sobre a variável de resultado, o qual é obtido pela diferença nos resultados médios entre os grupos de tratamento e controle, como a seguir:

$$\begin{aligned} \hat{\tau}_{ATT} &= E[Y_{i1} - \hat{Y}_{i0} \mid Cota_i = 1] \\ &= E[Y_{i1} \mid Cota_i = 1] - E[\hat{Y}_{i0} \mid Cota_i = 1] \end{aligned} \quad (5.8)$$

Em que o primeiro termo representa a chance de ser *overeducation* dos que participaram da política de cotas, já o segundo equivale ao contrafactual dos indivíduos cotistas. Ressalta-se ainda que o ensaio utiliza três diferentes técnicas de pareamento. O primeiro corresponde ao método do vizinho mais próximo (*Nearest Neighbor Matching*), com e sem reposição e *caliper*, bem como considerando um e dez vizinhos, o mesmo seleciona as melhores correspondências do controle para cada indivíduo no grupo de tratamento. O segundo é o método de *Matching Kernel*, onde cada unidade tratada i é pareada com várias observações j , com pesos inversamente proporcionais à distância entre a unidade tratada e de controle. O terceiro é o *Matching Radius*, onde para cada unidade tratada i é pareada com a unidade j que está contida em um determinado raio.

5.3.3 Análise de Sensibilidade

Como definido na subseção 3.2, o *Propensity Score Matching* fundamenta-se em duas hipóteses, entre estas a de independência condicional (CIA), a mesma preconiza que, dado o vetor de covariáveis observáveis os resultados potenciais são independentes da designação do tratamento. Contudo, os estimadores do efeito médio do tratamento

podem ser inconsistentes, caso existam fatores/variáveis não observáveis que afetam o grupo de tratamento, como também a variável de resultado.

Diante disto, Rosenbaum (2002) propôs uma análise de sensibilidade, chamada de limites de Rosenbaum (*Rosenbaum bounds*), o mesmo avalia o quão danoso é a omissão de uma variável sobre os resultados do efeito casual do tratamento sobre o tratado na análise de correspondência. Neste sentido, se propõe a verificação da robustez do modelo através da hipótese de viés de seleção.

A probabilidade de o egresso ter participado da política de cotas é dada por:

$$Pr(X_i) = Pr(Cota_i = 1 \mid X_i) = G(\beta X_i + \gamma \mu_i) \quad (5.9)$$

Assumimos que dois indivíduos i e j sejam pareados segundo suas características observáveis, bem como G tenha uma distribuição logística, a razão de chances *odds ratio* de dois indivíduos pareados receberem o tratamento pode ser escrita como:

$$\frac{Pr(X_i)[1 - Pr(X_j)]}{Pr(X_j)[1 - Pr(X_i)]} = \frac{G(\beta X_i + \gamma \mu_i)}{G(\beta X_j + \gamma \mu_j)} \quad (5.10)$$

Caso existam fatores omissos os dois indivíduos apesar de idênticos nas características observáveis, terão diferentes probabilidades de serem expostos à política de cotas, logo a razão de probabilidade diferirá de um, implicando na existência de viés de seleção.

De acordo com Rosenbaum (2002), a equação (5.10) implica nos limites da *odds ratio*, expressa pela desigualdade abaixo:

$$\Gamma^{-1} \leq \frac{Pr(X_i)[1 - Pr(X_j)]}{Pr(X_j)[1 - Pr(X_i)]} \leq \Gamma \quad (5.11)$$

Sendo $\Gamma = e^\gamma$. Para os indivíduos pareados que possuem a mesma probabilidade de participar da reserva de vagas, o *odds ratio* será igual a um, caso contrário, os indivíduos que supostamente se assemelham em características observáveis podem divergir em suas chances de receber o tratamento. Assim, essencialmente, Γ estima o grau de afastamento que uma estimativa realizada por PSM está livre de fatores omissos. Em outras palavras, os limites de Rosenbaum indicam o quanto alterações dos fatores não-observados podem afetar a robustez dos resultados.

5.3.4 Dados

Para alcançar o objetivo proposto, lançou-se mão de dois conjuntos de microdados. O primeiro diz respeito aos registros administrativos da UFPB, a qual agrega informações acadêmicas e socio-econômicas dos egressos ao longo da graduação. Neste caso, a amostra das informações da UFPB corresponde aos ex-alunos admitidos em 2010 e 2011, tendo em conta que a política de cotas tem início em 2011. Neste sentido, com intuito de minimizar problemas de viés de autoseleção, adotou-se um grupo de egressos que ingressaram na UFPB em 2010 como parte do grupo de controle, em outras palavras, caso houvesse a reserva de vaga já em 2010 estes teriam probabilidade de se inscrever na política.

Já a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) identificada corresponde a segunda fonte de microdados, a mesma compreende as características dos trabalhadores formais, bem como informações sobre sua ocupação e rendimentos. Desse modo, o conjunto de dados finais é resultado da junção dos dados da UFPB e da RAIS identificada de 2018, para tal se utilizou o CPF do egresso, viabilizando a identificação dos ex-alunos na base da RAIS, sendo considerado apenas egressos com vínculo ativo no período. Diante disto, a amostra final do trabalho é composta por um total de 2.469 observações, sendo 230 cotistas e 2.239 não cotistas. Ainda se ressalta que o estudo se limitou a 2018 por dois motivos. O primeiro trata do período de conclusão, tendo em vista que para alguns cursos os egressos concluíram apenas em 2017, a exemplo de Medicina, segundo, a RAIS identificada de 2018 é a mais atual disponível.

Quanto a determinação da incidência de *overeducation*, a literatura estabelece basicamente três métodos fundamentais. O primeiro corresponde à *job analysis*, o mesmo se fundamenta em uma classificação ocupacional elaborada por analistas de trabalho profissionais, que especificam o grau de instrução requerida para cada ocupação. O segundo método é o *self-assessment*, neste caso o próprio trabalhador reporta o nível de escolaridade exigida por sua ocupação; já o terceiro corresponde ao *realized matches*, nessa técnica o nível de instrução requerida é obtida pela média da distribuição da escolaridade dos trabalhadores inseridos em cada ocupação. Desta forma, quem possuir escolaridade superior à média mais o desvio-padrão de sua ocupação é classificado como *overeducated*.

Para o objetivo do estudo, bem como para os dados disponíveis, o presente trabalho empregou o *job analysis*, o mesmo é conceitualmente superior aos demais métodos (HARTOG, 2000). No Brasil, a codificação das ocupações é realizada pela Classificação Brasileira das Ocupações (CBO) de 2002 presente nos microdados da RAIS, o qual é descrito por famílias ocupacionais que constitui um conjunto de ocupações semelhantes quanto as atividades realizadas.

A CBO 2002 realiza algumas adaptações da metodologia adotada pela *International Standard Classification of Occupations* de 1988 (ISCO 88), a mesma utiliza a escolaridade como critério para determinar o nível de competência. Desse modo, por meio da CBO será verificado o grau de instrução requerido para cada ocupação, assim caso o grau de instrução exigido seja menor que o nível superior, o egresso será considerado sobre educado, sendo uma *dummy* igual a um.

A tabela 34 a seguir apresenta a estatística descritiva da amostra usada no estudo. As informações estão subdivididas em uma amostra completa, *overeducation* geral, cotista e não cotista. A princípio em relação às características individuais e socioeconômicas, observa-se que em todos os casos as amostras são compostas em sua maioria por mulheres e egressos não brancos. Quanto ao ensino médio, nota-se que em todas as situações a maioria dos egressos concluiu na rede pública, com destaque para os *overeducation* cotistas, com 93%. Já em relação à escolaridade dos pais, constata-se que parte significativa não possui ensino superior, com ênfase para os sobre-educados cotistas, que descola consideravelmente dos demais grupos. Quanto a renda familiar, observa-se que não há muita distinção entre as amostras consideradas, porém entre os cotistas o percentual é significativamente maior. No que diz respeito as variáveis acadêmicas verificam-se que não há uma diferença significativa tanto na duração média da graduação como no coeficiente de rendimento acadêmico (cra), o que demonstra uma capacidade acadêmica próxima entre os egressos cotistas e não cotistas.

Com respeito as variáveis de mercado de trabalho, pode-se identificar que em média os egressos em situação de *overeducation* auferem em média as menores remunerações em relação aos demais grupos, por outro lado, parte expressiva dos egressos trabalham no estado da Paraíba, e mais de 50% possui vínculo no setor público e conservam em torno de um vínculo. Quanto a classificação Brasileira de ocupações (CBO) 2002, pode-se verificar que a amostra completa se concentra nos CBO's 2 e 4, já entre os *overeducation* o CBO 4 reuni a maioria.

Tabela 34 – Estatística descritiva das variáveis usadas no pareamento

<i>Varáveis</i>	<i>Completo</i>	<i>Overeducation</i>	<i>Overeducation Cotista</i>	<i>Overeducation Não Cotista</i>
<i>Características individuais e Socioeconômicas</i>				
Mulher	0.59	0.58	0.57	0.58
Homem	0.41	0.42	0.43	0.42
Branco	0.44	0.42	0.41	0.42
Não Branco	0.56	0.58	0.59	0.58
Idade	29.55	30.11	30.64	30.05
Ensino Médio Público	0.53	0.60	0.93	0.57
Pai Superior	0.19	0.17	0.03	0.18
Mãe Superior	0.24	0.22	0.07	0.23
Natural de Paraíba	0.87	0.89	0.88	0.88
Renda até Dois Salários Mínimos	0.47	0.50	0.74	0.48
cra	8.10	8.04	7.96	8.05
Duração da Graduação	4.50	4.55	4.39	4.56
<i>Mercado de trabalho</i>				
Salário	2430.01	2193.57	1953.22	2220.06
Local de Trabalho	0.83	0.85	0.89	0.85
Setor Público	0.51	0.55	0.50	0.56
Quantidade de Vínculos	1.12	1.07	1.06	1.07
<i>Classificação Brasileira de Ocupações CBO 2002</i>				
CBO1	0.15	0.23	0.24	0.24
CBO2	0.37	0.03	0.01	0.04

CBO3	0.09	0.13	0.12	0.14
CBO4	0.27	0.41	0.43	0.42
CBO5	0.05	0.09	0.11	0.09
CBO6	0.00	0.00	0.00	0.00
CBO7	0.01	0.02	0.02	0.02
CBO8	0.00	0.00	0.00	0.00
CBO9	0.00	0.00	0.00	0.00
<i>Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE 2.0</i>				
Agricultura	0.00	0.00	0.00	0.00
Indústria	0.05	0.07	0.08	0.07
Serviços	0.83	0.81	0.77	0.82
Comercio	0.10	0.10	0.13	0.11
Construção Civil	0.01	0.00	0.01	0.00
<i>Grandes áreas de conhecimento</i>				
Ciências Agrária	0.03	0.04	0.06	0.04
Ciências da Saúde	0.19	0.09	0.12	0.08
Ciências Exatas e da Terra	0.04	0.04	0.01	0.04
Ciências Humanas	0.21	0.22	0.18	0.22
Ciências Sociais Aplicadas	0.29	0.39	0.42	0.38
Engenharias	0.06	0.05	0.04	0.05
Linguística, Letras e Artes	0.15	0.15	0.15	0.15

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018. Erro-padrões em parenteses.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

Com relação aos grandes setores da economia, observa-se que parte considerável dos egressos trabalha no setor de serviços, seguido pelo comércio. Quanto às grandes áreas do conhecimento, nota-se que os egressos se concentram nas áreas de ciências sociais aplicadas e Humanas.

5.4 Resultados

5.4.1 Análise do Ajuste do Modelo

A atual seção apresenta e discute os resultados das estimativas de efeitos da política de reserva de vagas sobre a situação dos egressos cotistas da UFPB no mercado de trabalho formal quanto a escolaridade exigida por sua ocupação. Para tanto, o presente ensaio utilizou a estratégia proposta por Hainmueller (2012) e Watson e Elliot (2016). Desse modo, em um primeiro momento empreendeu-se o balanceamento por entropia das variáveis observáveis², com o objetivo de tornar os dois grupos mais homogêneos, isso se dá pela obtenção de pesos que minimizam as desigualdades entre os grupos de tratados e controle. Em seguida, implementou-se o pareamento dos grupos de tratados e controle via *Propensity Score Matching*.

Uma vez alcançado os pesos que equilibram os grupos, implementou-se o teste de diferença de médias (teste t) para examinar a condição de balanceamento das variáveis. Os resultados do teste são reportados na tabela 35 e pode-se inferir que após a aplicação da entropia as diferenças estatísticas foram extintas para todas as variáveis consideradas, em outras palavras, as diferenças de médias são estatisticamente iguais a zero entre os dois grupos em análise, indicando o bom ajuste das covariadas pela entropia.

Tabela 35 – Teste de diferença das covariadas antes e após o Balanceamento por Entropia

Varáveis	Antes do balanceamento			Depois do balanceamento		
	Tratamento	Controle	Diferença	Tratamento	Controle	Diferença
Raça	0.421	0.445	-0.024	0.421	0.422	0.001
Idade	30.222	29.485	0.737*	30.222	30.198	0.024
Escola Pública	0.926	0.499	0.427***	0.926	0.925	0.001
Sexo	0.552	0.595	-0.043	0.552	0.551	0.001
Mãe Ensino Superior	0.069	0.261	-0.192***	0.069	0.070	-0.001
Pai Ensino Superior	0.034	0.211	-0.177***	0.034	0.035	-0.001
Natural da Paraíba	0.860	0.875	-0.015	0.860	0.860	0.000
cra	8.022	8.116	-0.094*	8.022	8.016	0.006
Duração do curso	4.417	4.513	-0.096	4.417	4.413	0.004
Renda até dois salários	0.704	0.450	0.254***	0.704	0.703	0.001

² No balanceamento foi retirada a variável Agropecuária devido à falta de observações dessas variáveis.

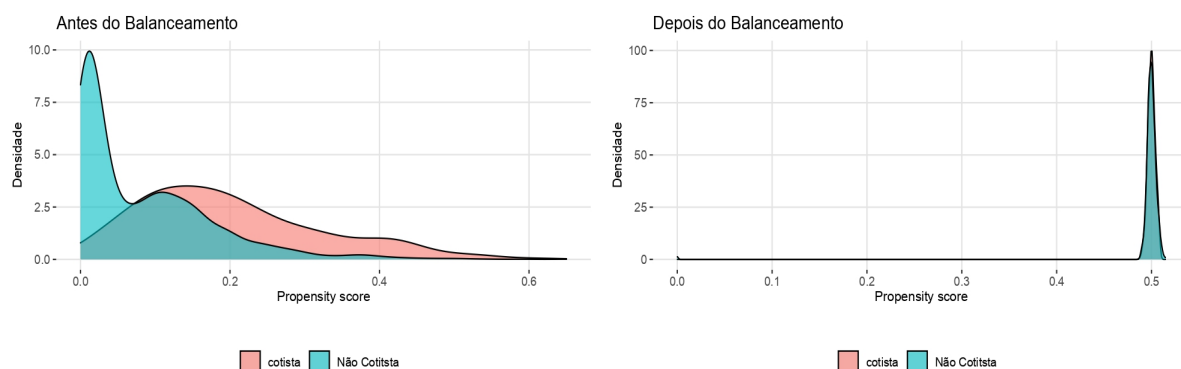
Ocupado	0.321	0.230	0.091***	0.321	0.322	-0.001
Setor público	0.478	0.517	-0.039	0.478	0.478	0.000
Quantidade de vínculos	1.117	1.120	-0.003	1.117	1.120	-0.003
Local Paraiíba	0.873	0.833	0.04	0.873	0.873	0.000
Salário	2219.6	2451.2	-231.6*	2219.6	2218.1	1.5
<i>Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE 2.0</i>						
Indústria	0.060	0.055	0.005	0.060	0.060	0.000
Comércio	0.139	0.096	0.043*	0.139	0.139	0.000
Serviços	0.786	0.835	-0.049*	0.786	0.786	0.000
Construção	0.013	0.008	-0.005	0.013	0.013	0.000
<i>Grandes Áreas de Conhecimento</i>						
Ciências Agrária	0.043	0.034	0.009	0.043	0.043	0.000
Ciências da Saúde	0.239	0.192	0.047*	0.239	0.240	-0.001
Ciências Exatas e da Terra	0.021	0.046	-0.025*	.021	0.021	0.000
Ciências Humanas	0.165	0.218	-0.053*	0.165	0.165	0.000
Ciências Sociais Aplicadas	0.317	0.292	0.025	0.317	0.318	-0.000
Engenharias	0.056	0.063	-0.007	0.056	0.056	0.000
Linguística, Letras e Artes	0.156	0.152	0.004	0.156	0.153	0.003

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018.

Nota *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

Por sua vez, a figura 2 apresenta o comportamento da distribuição dos escores de propensão calculados via regressão *logit* antes e após a realização da entropia. A análise visual sugere que a sobreposição dos grupos após a entropia é superior, se comparado aos escores de propensão estimados de forma convencional, evidenciando que os mesmos se tornaram equilibrados após a aplicação dos pesos da entropia ao conjunto de dados do grupo de controle, tornando-os semelhantes nos observáveis.

Figura 2 – Distribuição dos escores de propensão por grupo antes e depois do balanceamento por entropia



Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018.

5.4.2 Efeito Médio da Política Afirmativa

Após a entropia, os grupos foram pareados pelos algoritmos de vizinhança mais próxima (*Nearest Neighbor*) com reposição de um e dez observações do grupo de controle e também sem reposição, como também pelas técnicas *radius matching* e *Kernel matching*. Em seguida foi calculado o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT) da política de reservas de vagas sobre a chance de o egresso cotista encontrar-se em condições de sobre-educado. Os resultados alcançados podem ser vistos na tabela 36, e se referem ao conjunto de todos os cursos da UFPB, tal como para os grupos de egressos com os menores e maiores salários.

Inicialmente, na tabela 36, é possível constatar que para o conjunto da UFPB, em todos os algoritmos considerados no trabalho, não foram encontrados efeitos estatisticamente significativos da política de cotas sobre a probabilidade dos egressos cotistas estarem em *overeducation*. Deste modo, segundo os achados do presente trabalho, a princípio, para o agregado de cursos da UFPB, não há indícios de impactos da reserva de vagas sobre a possibilidade do egresso beneficiário está em ocupações que não demandem qualificação de nível superior.

Por sua vez, a literatura empírica revela a associação entre o fenômeno do *overeducation* e a variável salário, assim, de modo a verificar esta relação na presença de política de ações afirmativas, similarmente, estendeu-se a investigação a grupos de egressos que compõem as faixas salariais mais baixas e elevadas da amostra, logo estimou-se, respectivamente, o efeito médio para os quantis 0.25 e 0.75 da distribuição de salários. Os resultados para o quantil 0.25, são similares aos achados para o conjunto da UFPB, consequentemente permite-se concluir que não existem indícios estatísticos de efeitos da política em análise sobre o *overeducation* entre os egressos cotistas com remunerações mais baixas.

Tabela 36 – Efeito médio sobre os tratados para todos egresso e para os quantis salariais

<i>Modelo</i>	<i>Efeito</i>	<i>Quantil salarial</i>	
	<i>Médio</i>	<i>0.25</i>	<i>0.75</i>
Nearest (CR, caliper) K=1	0.102 (0.208)	0.252 (0.233)	0.583** (0.263)
Nearest (CR, caliper) K=10	0.222 (0.157)	0.313 (0.176)	0.191 (0.201)
Nearest (SR, caliper)	0.081 (0.202)	0.276 (0.225)	0.510** (0.240)
Radius	0.238 (0.151)	0.275 (0.169)	0.423** (0.186)
Kernel	0.247 (0.151)	0.266 (0.169)	0.423** (0.186)

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018. Erro-padrões em parenteses.

Nota* $p < 0.1$; ****** $p < 0.05$; ******* $p < 0.01$. K é o número de vizinhos considerados na estimação. Foi utilizado um *caliper* de 0.001. No *Kernel* o valor de *bwidth* é de 0.06.

Por outro lado, entre os ex-alunos cotistas que se encontram no topo da distribuição de salários, as estimações são positivas e estaticamente significativas, com exceção da técnica *Nearest* com reposição e dez vizinhos. Assim, diante o exposto, pode-se inferir que os integrantes deste grupo investigado tendem a deter maiores chances de serem subutilizados no mercado de trabalho, porém os mesmos não são potencialmente penalizados em termos salariais. Este último resultado vai de encontro ao que a literatura econômica até então aponta, segunda a mesma a incidência de *overeducation* é menor entre indivíduos com salários mais elevados (ALPIN; SHACKLETON; WALSH, 1998), (BATTU; SLOANE, 2004), (TSAI, 2010), (CLARK; JOUBERT; MAUREL, 2017) e (ANNEGUES; SOUZA, 2020). Todavia, cabe ressaltar que as evidências da literatura correspondem a análises com ausência de políticas afirmativas.

Da mesma forma, examinou-se determinadas áreas do conhecimento, as mesmas foram definidas com base na amostra disponível, sendo considerada as áreas com mais de trinta observações tanto entre os tratados quanto o grupo de controle, viabilizando as estimações. Desta forma, a tabela 37 traz o efeito médio para as áreas de Ciências da Saúde, Ciências Humanas, Ciências Sociais Aplicadas e Letras, Linguística e Arte.

Tabela 37 – Efeito médio por área do conhecimento

<i>Modelo</i>	<i>CS</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>LLA</i>
Nearest (CR, caliper) K=1	-0.741 (0.467)	1.233** (0.553)	0.769 (0.598)	-0.431 (0.629)
Nearest (CR, caliper) K=10	0.087 (0.362)	0.850* (0.448)	0.869* (0.487)	-0.248 (0.422)
Nearest (SR, caliper)	-0.377 (0.391)	1.310** (0.541)	0.880 (0.569)	-0.431 (0.543)
Radius	0.321 (0.299)	0.844* (0.447)	0.831* (0.479)	0.179 (0.385)
Kernel	0.321 (0.299)	0.798* (0.419)	0.829* (0.476)	0.179 (0.385)

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018. Erro-padrões em parênteses. **Nota** * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. K é o número de vizinhos considerados na estimação. Foi utilizado um *caliper* de 0.001. No *Kernel* o valor de *bwidth* é de 0.06. Áreas do conhecimento: CS: Ciências da Saúde; CH: Ciências Humanas; CCSA: Ciências Sociais Aplicadas; LLA: Linguística, Letras e Arte.

As informações da tabela 37 permitem identificar coeficientes positivos e estatisticamente significativos apenas para Ciências Humanas e Ciências Sociais Aplicadas, sendo que para esta última área os algoritmos *Nearest* com reposição e um vizinhos e *Nearest* sem reposição não apresentaram significância. Desta forma, os resultados alcançados sugerem que os formados cotistas portadores de diplomas das referidas áreas de estudo tendem a serem mais suscetíveis a ocuparem postos de trabalho incompatíveis com seu nível de instrução, seguindo evidências anteriormente encontradas para ambientes sem ações afirmativas como em Alpin, Shackleton e Walsh (1998) e Barone e Ortiz (2011).

O resultado acima pode ser justificado por dois principais fatores, o primeiro se refere a especificação das ocupações das áreas em análise, as quais não são bem definidas, ao contrário de Ciências da Saúde que exige certificação específica para a função. Já o segundo diz respeito a restrição do mercado de trabalho de Ciências Humanas e Ciências Sociais Aplicadas (ANNEGUES et al., 2018), (ANNEGUES; SOUZA, 2020). Desse modo, no caso das duas áreas investigadas, garantir o acesso de grupos minoritários ao superior não é suficiente em termos de mobilidade ocupacional, tendo em vista que aspectos do mercado de trabalho e da área de formação podem penalizar os beneficiários da política.

5.4.3 Análise de sensibilidade

As estimações apresentadas na subseção anterior assumiram as hipóteses de sobreposição e independência condicional, esta última admite que os potenciais resultados são independentes da designação do tratamento. Contudo, a presença de variáveis não observáveis na especificação do modelo pode produzir resultados viesados. Isto posto, verificou-se a sensibilidade das estimações do efeito médio do tratamento quanto

ao viés de seleção por meio dos limites de *Rosenbaum* para os quantis 0.75, Ciências Humanas e Ciências Sociais Aplicadas, tendo em vista que estes foram os únicos a apresentarem significância estatística.

A tabela 38 reúne as estatísticas dos limites (Γ) e a probabilidade (p^+) de não rejeição da hipótese nula de sobrestimação do efeito para o conjunto de egressos cotistas presentes no quantil 0.75 da distribuição de salários. Os limites apresentados correspondem a pelo menos 10% de significância estatísticas. DiPrete e Gangl (2004), sugere que os limites abaixo de 1.10 indicam forte influência de fatores não observáveis sobre o efeito médio do tratamento. Desse modo, os resultados presentes na tabela 38 se mostram robustos a uma possível presença de variáveis não observadas, visto que o menor valor é de 1.25 obtido pelos métodos *Nearest* sem reposição e *Kernel*.

Tabela 38 – Análise de sensibilidade do quantil 0.75

<i>Modelo</i>	<i>Limites (Γ)</i>	<i>p⁺</i>
Nearest (CR, caliper) K=1	1.40	0.1230
Nearest (SR, caliper)	1.25	0.1012
Radius	1.30	0.1427
Kernel	1.25	0.1092

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018.

Nota: Γ é o primeiro valor com significância estatística do intervalo para a suposição de sobrestimação; p^+ refere-se a probabilidade de não rejeição da hipótese de sobrestimação no efeito da exposição. K é o número de vizinhos considerados na estimação. Foi utilizado um *caliper* de 0.001. No *Kernel* o valor de *bwidth* é de 0.06.

Já os limites de *Rosenbaum* por área de conhecimento são expostos na tabela 39. Para Ciências Humanas os resultados revelam que independentemente do algoritmo aplicado as estimações são robustas à presença de viés produzida por variáveis omitidas. Entre as técnicas usadas, destaca-se o *Nearest* com reposição e *Nearest* com reposição de um vizinho, onde um viés de 1.75 leva a uma diferença de *odds ratio* do egresso cotista de ciências humanas ser exposto à intervenção e assim questionar se há efeitos positivos da reserva de vagas sobre a chance do egresso ser *overeducation*, por outro lado, o método *Kernel* demonstra ser mais sensível a fatores omitidos, onde o mesmo responde por uma diferença de 10% na razão de chances de exposição a política de cotas.

Tabela 39 – Análise de sensibilidade por grande área

<i>Modelo</i>	Limites (Γ)	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>
Nearest (CR, caliper) K=1	Γ	1.75	
	p^+	0.1061	
Nearest (CR, caliper) K=10	Γ	1.45	4.05
	p^+	0.1031	0.1043
Nearest (SR, caliper)	Γ	1.75	
	p^+	0.1061	
Radius	Γ	1.45	4.0
	p^+	0.1032	0.1015
Kernel	Γ	1.10	4.0
	p^+	0.1332	0.1015

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da STI/UFPB e RAIS 2018.

Nota: Γ é o primeiro valor com significância estatística do intervalo para a suposição de sobrestimação; p^+ refere-se a probabilidade de não rejeição da hipótese de sobrestimação no efeito da exposição. K é o número de vizinhos considerados na estimação. Foi utilizado um *caliper* de 0.001. No *Kernel* o valor de *bwidth* é de 0.06. CH: Ciências Humanas; CCSA: Ciências Sociais Aplicadas

Quanto as estimações para Ciências Sociais Aplicadas, os resultados indicam que os mesmos são robustos à presença de viés de seleção nos três algoritmos que apresentam significância estatística do ATT. Os achados apontam que os três modelos apresentam a mesma sensibilidade em relação às variáveis não observadas, sendo necessário um fator de 4.0 para invalidar os resultados das estimações dos ATT's, ou seja, os fatores omitidos deveriam aumentar as chances dos egressos a se beneficiarem da política de cotas em 4.0 para torna insignificante o efeito da política sobre a possibilidade de ser *overeducation*.

5.5 Considerações Finais

Em décadas recentes, inúmeras políticas educacionais viabilizaram a ampliação de vagas no ensino superior brasileiro. Todavia, o número de ocupações no mercado de trabalho não acompanhou essa expansão, produzindo o fenômeno do *overeducation*. Em paralelo a esta ampliação houve a consolidação das políticas afirmativas, em especial, a reserva de vagas, com objetivo de ampliar a participação de grupos minoritários na universidade. Desse modo, os beneficiários da referida política também estão suscetíveis a sobre-educação.

Posto isto, procurando contribuir com a literatura, o presente trabalho teve por objetivo investigar o efeito da política de reservas de vagas sobre a probabilidade do egresso cotista da UFPB estar em *overeducation*. Para tal, se lançou mão dos dados administrativos da UFPB de 2010 e 2011, dado o início da ação afirmativa em 2010 na instituição em análise, e a RAIS identificada de 2018 que permitiu conhecer a situação ocupacional dos ex-alunos da instituição.

Para alcançar o objetivo proposto, adotou-se como estratégica metodológica a

associação do balanceamento por entropia com o *Propensity Score Matching*, proposto por Hainmueller (2012) e Watson e Elliot (2016), a referida associação permite isolar os efeitos da política de cotas sobre a chance do egresso cotista está sendo subutilizado no mercado de trabalho.

A princípio, os resultados para o conjunto dos ex-alunos cotistas da instituição em análise, sugerem que a política de cotas adotada em 2011 não apresenta potenciais efeitos sobre a probabilidade de seus beneficiados serem sobre-educados. Contudo, quando analisado pela distribuição de salários da amostra, os achados revelam efeitos positivos da política de cotas sobre o *overeducation* para os egressos presentes no topo da distribuição (quantil 0.75), ou seja, os formados cotistas com salários mais elevados tendem apresentar maiores chances de ocupar postos de trabalho que não necessitam de formação universitária.

Quanto as grandes áreas de conhecimento, calcularam-se os efeitos apenas para quatro áreas, dado a amostra disponível e a viabilidade das estimações. Dos campos considerados, apenas Ciências Humanas e Ciências Sociais Aplicadas apresentaram indícios de impactos positivos da política em análise. Desse modo, os egressos cotistas das referidas áreas tendem a ter maior probabilidade de estar sendo subutilizados no mercado de trabalho.

Desta forma, os resultados sugerem que apenas o ingresso no ensino superior não é suficiente para viabilizar a mobilidade ocupacional. Em vista disso, mostra-se necessário que a reserva de vagas no ensino superior deva ser acompanhada de políticas complementares ainda na educação básica e graduação na tentativa de minimizar as desigualdades.

Contudo, é relevante destacar que os resultados e considerações apresentados no presente ensaio são evidências a curto prazo, tendo em vista o período de início da política em análise e o tempo de conclusão de alguns cursos, em especial nas áreas de Ciências da Saúde e Engenharias, limitando o corte temporal da pesquisa. Neste sentido, se recomenda que os próximos estudos abordem o impacto da política de cotas sobre a probabilidade dos egressos estar em *overeducation* a médio e longo prazo, como também a análise de sobrevivência dos mesmos na situação de subutilização no mercado de trabalho.

Referências

- AHN, T.; TROGDON, J. G. Peer delinquency and student achievement in middle school. *Labour Economics*, Elsevier, v. 44, p. 192–217, 2017.
- AJILORE, O.; AMIALCHUK, A.; EGAN, K. Alcohol consumption by youth: Peers, parents, or prices? *Economics & Human Biology*, Elsevier, v. 23, p. 76–83, 2016.
- ALI, M. M.; DWYER, D. S. Estimating peer effects in adolescent smoking behavior: a longitudinal analysis. *Journal of Adolescent Health*, Elsevier, v. 45, n. 4, p. 402–408, 2009.
- ALON, S.; MALAMUD, O. The impact of israel's class-based affirmative action policy on admission and academic outcomes. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 40, p. 123–139, 2014.
- ALPIN, C.; SHACKLETON, J.; WALSH, S. Over-and undereducation in the uk graduate labour market. *Studies in Higher Education*, Taylor & Francis Group, v. 23, n. 1, p. 17–34, 1998.
- AMMERMUELLER, A.; PISCHKE, J.-S. Peer effects in european primary schools: Evidence from the progress in international reading literacy study. *Journal of Labor Economics*, The University of Chicago Press, v. 27, n. 3, p. 315–348, 2009.
- ANDRADE, E. C. Quotas in brazilian public universities: good or bad idea? *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 58, p. 453–484, 2004.
- ANNEGUES, A. C. et al. Overeducation e área de formação: Evidências para os egressos da ufpb. *XXIII Encontro Regional de Economia (ANPEC Regional)*, Anais, Fortaleza, CE, 2018. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/nordeste/2018/submissao/arquivos/_identificados/057-30545e4aac19d96be6b75873119c721d.pdf>.
- ANNEGUES, A. C.; SOUZA, W. P. S. d. F. Retorno salarial do overeducation: Viés de seleção ou penalização ao excesso de escolaridade? *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 74, n. 2, p. 119–138, 2020.
- ARABAGE, A. C.; SOUZA, A. P. *Quotas in Public Universities and Labor Outcomes: Evidence for Rio de Janeiro*. 2017.
- ARCIDIACONO, P. Affirmative action in higher education: How do admission and financial aid rules affect future earnings? *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 73, n. 5, p. 1477–1524, 2005.
- BARONE, C.; ORTIZ, L. Overeducation among european university graduates: a comparative analysis of its incidence and the importance of higher education differentiation. *Higher Education*, Springer, v. 61, n. 3, p. 325–337, 2011.
- BATTU, H.; SLOANE, P. J. To what extent are ethnic minorities in britain over-educated? *International Journal of Manpower*, MCB UP Ltd, 2002.
- BATTU, H.; SLOANE, P. J. Over-education and ethnic minorities in britain. *The Manchester School*, Wiley Online Library, v. 72, n. 4, p. 535–559, 2004.

- BLACKABY, D. et al. Unemployment among britain's ethnic minorities. *The Manchester School*, Wiley Online Library, v. 67, n. 1, p. 1–20, 1999.
- BRASIL. Lei nº 12.711. dispõe sobre o ingresso nas universidades federais e nas instituições federais de ensino técnico de nível médio e dá outras providências. *Diário Oficial da União*, Brasília, BR, 2012.
- BRUNELLO, G.; PAOLA, M. D.; SCOPPA, V. Peer effects in higher education: Does the field of study matter? *Economic Inquiry*, Wiley Online Library, v. 48, n. 3, p. 621–634, 2010.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. [S.l.]: Cambridge university press, 2005.
- CARRELL, S. E.; WEST, J. E. Does professor quality matter? evidence from random assignment of students to professors. *Journal of Political Economy*, The University of Chicago Press, v. 118, n. 3, p. 409–432, 2010.
- CAVALCANTI, G. d. S. et al. Overeducation no estado de sao paulo: Uma análise com dados em painel. *48º Encontro Nacional de Economia (ANPEC)*, Anais, Brasília, BR, 2020. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2020/submissao/files_I/i13-df5ff684620655051f7883c214dbab12.pdf>.
- CLARK, B.; JOUBERT, C.; MAUREL, A. The career prospects of overeducated americans. *IZA Journal of Labor Economics*, Springer, v. 6, n. 1, p. 3, 2017.
- CORTES, K. E. Do bans on affirmative action hurt minority students? evidence from the texas top 10% plan. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 29, n. 6, p. 1110–1124, 2010.
- DIPRETE, T. A.; GANGL, M. Assessing bias in the estimation of causal effects: Rosenbaum bounds on matching estimators and instrumental variables estimation with imperfect instruments. *Sociological methodology*, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, v. 34, n. 1, p. 271–310, 2004.
- DUNCAN, G. J.; HOFFMAN, S. D. The incidence and wage effects of overeducation. *Economics of education review*, Elsevier, v. 1, n. 1, p. 75–86, 1981.
- ESTEVAM, C. et al. Programa de tutoria por pares no ensino superior: Estudo de caso artigo. *Revista Brasileira de Orientação Profissional*, v. 19, n. 2, p. 185–195, 2018.
- ESTEVAN, F.; GALL, T.; MORIN, L.-P. Redistribution without distortion: Evidence from an affirmative action programme at a large brazilian university. *The Economic Journal*, Oxford University Press, v. 129, n. 619, p. 1182–1220, 2018.
- FIRPO, S.; JALES, H.; PINTO, C. Measuring peer effects in the brazilian school system. *Applied Economics*, Taylor & Francis, v. 47, n. 32, p. 3414–3438, 2015.
- FOGEL, M. et al. Avaliação econômica de projetos sociais. *Fundação Itaú Social*, São Paulo, 2012.
- FORTIN, B.; YAZBECK, M. Peer effects, fast food consumption and adolescent weight gain. *Journal of health economics*, Elsevier, v. 42, p. 125–138, 2015.

- FRISANCHO, V.; KRISHNA, K. Affirmative action in higher education in india: targeting, catch up, and mismatch. *Higher Education*, Springer, v. 71, n. 5, p. 611–649, 2016.
- GOLDSMITH-PINKHAM, P.; IMBENS, G. W. Social networks and the identification of peer effects. *Journal of Business & Economic Statistics*, Taylor & Francis, v. 31, n. 3, p. 253–264, 2013.
- GORTNER, P. J.; WEELE, J. J. van der. Peer effects and risk sharing in experimental asset markets. *European Economic Review*, Elsevier, v. 116, p. 129–147, 2019.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. New York: Pearson Education Limited, 2012.
- GRINER, A.; SAMPAIO, L. M. B.; SAMPAIO, R. M. B. A política afirmativa "argumento de inclusão" como forma de acesso à universidade pública: o caso da universidade federal do rio grande do norte. *Revista de Administração Pública*, SciELO Brasil, v. 49, p. 1291–1317, 2015.
- GROOT, W. The incidence of, and returns to overeducation in the uk. *Applied Economics*, Taylor & Francis, v. 28, n. 10, p. 1345–1350, 1996.
- GUARNIERI, F. *Cotas universitárias: perspectivas de estudantes em situação de vestibular*. Tese (Doutorado) — Faculdade de Filosofia, Ciências e Letras de Ribeiro Preto, Universidade de São Paulo (USP), Ribeirão Preto, SP, 2008.
- GWOZDZ, W. et al. Peer effects on obesity in a sample of european children. *Economics & Human Biology*, Elsevier, v. 18, p. 139–152, 2015.
- HAINMUELLER, J. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political analysis*, JSTOR, p. 25–46, 2012.
- HARTOG, J. Over-education and earnings: where are we, where should we go? *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 19, n. 2, p. 131–147, 2000.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of The Econometric Society*, JSTOR, p. 1251–1271, 1978.
- HILL, A. J. The positive influence of female college students on their male peers. *Labour Economics*, Elsevier, v. 44, p. 151–160, 2017.
- JALES, H. B. *Peer effects na educação no Brasil: evidência a partir dos dados do SAEB*. Tese (Doutorado) — FGV EESP - Escola de Economia de São Paulo, São Paulo, SP, 2010.
- JR, C. N. A.; CAMPBELL, E. Q. Peer influences on adolescent educational aspirations and attainments. *American Sociological Review*, JSTOR, p. 568–575, 1964.
- JR, J. R. L.; RAMSEYER, J. M.; STANDEN, J. Peer effects in affirmative action: Evidence from law student performance. *International Review of Law and Economics*, Elsevier, v. 31, n. 1, p. 1–15, 2011.
- JUNIOR, A. A. F. M.; SOUZA, A. d. M. e.; WALTENBERG, F. D. Affirmative action and access to higher education in brazil: The significance of race and other social factors. *Journal of Latin American Studies*, Cambridge University Press, v. 48, n. 2, p. 301–334, 2016.

- LEUVEN, E.; OOSTERBEEK, H. Overeducation and mismatch in the labor market. *Handbook of the Economics of Education*, Elsevier, v. 4, p. 283–326, 2011.
- LIEBER, E. M.; SKIMMYHORN, W. Peer effects in financial decision-making. *Journal of Public Economics*, Elsevier, v. 163, p. 37–59, 2018.
- LIM, J.; MEER, J. How do peers influence bmi? evidence from randomly assigned classrooms in south korea. *Social Science & Medicine*, Elsevier, v. 197, p. 17–23, 2018.
- LINDLEY, J. The over-education of uk immigrants and minority ethnic groups: Evidence from the labour force survey. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 28, n. 1, p. 80–89, 2009.
- LOH, C.-P. A.; LI, Q. Peer effects in adolescent bodyweight: Evidence from rural china. *Social Science & Medicine*, Elsevier, v. 86, p. 35–44, 2013.
- LOPES, A. D. Affirmative action in brazil: how students' field of study choice reproduces social inequalities. *Studies in Higher Education*, Routledge, v. 42, n. 12, p. 2343–2359, 2017.
- LYLE, D. S. Estimating and interpreting peer and role model effects from randomly assigned social groups at west point. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 89, n. 2, p. 289–299, 2007.
- MCCOWAN, T. Expansion without equity: An analysis of current policy on access to higher education in brazil. *Higher Education*, Springer, v. 53, n. 5, p. 579–598, 2007.
- MCDILL, E. L.; COLEMAN, J. Family and peer influences in college plans of high school students. *Sociology of Education*, JSTOR, p. 112–126, 1965.
- MCGUINNESS, S. Overeducation in the labour market. *Journal of Economic Surveys*, Wiley Online Library, v. 20, n. 3, p. 387–418, 2006.
- MELGUIZO, T.; WOLNIAK, G. C. The earnings benefits of majoring in stem fields among high achieving minority students. *Research in Higher Education*, Springer, v. 53, n. 4, p. 383–405, 2012.
- MENEZES, E. d. C. M. O. et al. *As escolhas das carreiras minimizam o impacto da política de cotas? O caso do estado do Rio de Janeiro*. Tese (Doutorado) — FGV EBAPE - Escola Brasileira de Administração Pública e de Empresas, Rio de Janeiro, RJ, 2015.
- PEIXOTO, A. d. L. A. et al. Cotas e desempenho acadêmico na ufba: um estudo a partir dos coeficientes de rendimento. *Avaliação: Revista da Avaliação da Educação Superior*, SciELO Brasil, v. 21, n. 2, 2016.
- PEREIRA, J. I. R.; BITTENCOURT, M.; JUNIOR, W. S. Análise do impacto da implantação das cotas na nota enade 2008. 41 ° Encontro Nacional de Economia (ANPEC), Anais, Foz do Iguaçu, 2013. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_I/i6-1b49f644b3a8e2bbd6923656a5c072fc.pdf>.
- RAFFERTY, A. Ethnic penalties in graduate level over-education, unemployment and wages: evidence from britain. *Work, employment and society*, SAGE Publications Sage UK: London, England, v. 26, n. 6, p. 987–1006, 2012.

RIO. Lei n° 3.524. dispõe sobre os critérios de seleção e admissão de estudantes de rede pública estadual de ensino em universidades públicas estaduais e dá outras providência. *Diário Oficial do Estado do Rio de Janeiro*, Rio de Janeiro, RJ, 2000.

RIO. Lei n° 3.708. institui cota de até 40% (quarenta por cento) para as populações negra e parda no acesso à universidade do estado do rio de janeiro e a universidade estadual do norte fluminense, e dá outras providências. *Diário Oficial do Estado do Rio de Janeiro*, Rio de Janeiro, RJ, 2001.

ROSENBAUM, P. R. Attributing effects to treatment in matched observational studies. *Journal of the American Statistical Association*, Taylor & Francis, v. 97, n. 457, p. 183–192, 2002.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, Oxford University Press, v. 70, n. 1, p. 41–55, 1983.

SACERDOTE, B. Peer effects with random assignment: Results for dartmouth roommates. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 116, n. 2, p. 681–704, 2001.

SATTINGER, M. Assignment models of the distribution of earnings. *Journal of Economic Literature*, JSTOR, v. 31, n. 2, p. 831–880, 1993.

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

SEKHRI, S. Affirmative action and peer effects: Evidence from caste based reservation in general education colleges in india. *University of Virginia*. Retrieved February, v. 23, p. 2014, 2011.

SICHERMAN, N. "overeducation" in the labor market. *Journal of Labor Economics*, University of Chicago Press, v. 9, n. 2, p. 101–122, 1991.

SILVA, A. F. d. et al. Efeitos de políticas afirmativas sobre esforço e abandono: Evidências a partir da universidade federal da paraíba. XXIV Encontro Regional de Economia, Anais, 2019. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/nordeste/2019/submissao/arquivos_identificados/050-ce1afaf5480238389cb368b73ff0451b.pdf>.

SLOANE, P. J.; BATTU, H.; SEAMAN, P. T. Overeducation, undereducation and the british labour market. *Applied Economics*, Taylor & Francis, v. 31, n. 11, p. 1437–1453, 1999.

STROMBOTNE, K. L.; FLETCHER, J. M.; SCHLESINGER, M. J. Peer effects of obesity on child body composition. *Economics & Human Biology*, Elsevier, 2019.

THUROW, L. C.; LUCAS, R. E. *The American distribution of income: a structural problem*. [S.l.]: US Government Printing Office, 1972. v. 7.

TSAI, Y. Returns to overeducation: A longitudinal analysis of the us labor market. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 29, n. 4, p. 606–617, 2010.

TSANG, M. C.; LEVIN, H. M. The economics of overeducation. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 4, n. 2, p. 93–104, 1985.

- VELLOSO, J. Cotistas e não-cotistas: rendimento de alunos da universidade de Brasília. *Cadernos de Pesquisa*, v. 39, n. 137, p. 621–644, 2013.
- VIDIGAL, R. L. B. de P. Medindo assuntos socialmente sensíveis: o uso do experimento de lista e políticas de ação afirmativa. *Revista Eletrônica de Ciência Política*, v. 6, n. 1, 2015.
- VIEIRA, R. S.; ARENDS-KUENNING, M. Affirmative action in Brazilian universities: Effects on the enrollment of targeted groups. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 73, p. 101931, 2019.
- WANG, H.; CHENG, Z.; SMYTH, R. Do migrant students affect local students' academic achievements in urban China? *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 63, p. 64–77, 2018.
- WATSON, S. K.; ELLIOT, M. Entropy balancing: a maximum-entropy reweighting scheme to adjust for coverage error. *Quality & Quantity*, Springer, v. 50, n. 4, p. 1781–1797, 2016.
- WHITE, H. Instrumental variables regression with independent observations. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 483–499, 1982.
- ZHAO, Q.; PERCIVAL, D. Entropy balancing is doubly robust. *Journal of Causal Inference*, De Gruyter, v. 5, n. 1, 2016.
- ZIMMERMAN, D. J. Peer effects in academic outcomes: Evidence from a natural experiment. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 85, n. 1, p. 9–23, 2003.