

AÇÃO AFIRMATIVA E GANHOS INICIAIS APÓS A GRADUAÇÃO: UMA ANÁLISE PARA EGRESSOS DA UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA¹

Francisco Danilo da Silva Ferreira²

Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida³

Este artigo tem o objetivo de estimar o impacto da política de cotas sobre o retorno salarial no início de carreira dos egressos cotistas da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). O alcance do objetivo se deu pela associação do balanceamento por entropia com o *propensity score matching* (PSM), bem como pelo cálculo do efeito do tratamento nos quantis 0,25, 0,50 e 0,75 da distribuição de salários. Dessa forma, consideraram-se os dados dos alunos egressos de cursos da graduação da UFPB cujas entradas ocorreram no período de 2010 a 2011, e as conclusões 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, salário-hora em torno de 0,10 unidade monetária inferior no início de carreira em comparação aos egressos não beneficiários da mencionada política. Ainda, observa-se que os efeitos são maiores na mediana e no quantil mais elevado (0,75) da distribuição de salários-hora e que não há indícios estatísticos de impactos entre os retornos salariais mais baixos.

Palavras-chave: ação afirmativa; balanceamento por entropia; PSM; retorno.

AFFIRMATIVE ACTION AND INITIAL GAINS AFTER GRADUATION: AN ANALYSIS OF UFPB GRADUATES

This paper has the objective to estimate the quota policy on the salary return in the Federal University of Paraíba (UFPB) former students career start impact. The reach of the objective gave up for the entropy balancing with propensity score matching (PSM) association, as well as calculated 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 course 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 effects are 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.

Keywords: affirmative action; entropy balancing; PSM; return.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp64art3>

2. Professor do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPE) da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN). *E-mail:* ffdanilloferreira@gmail.com. Lattes: <http://lattes.cnpq.br/5853716202908172>. Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-8412-7540>.

3. Professor do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). *E-mail:* alessio@lema.ufpb.br. Lattes: <http://lattes.cnpq.br/8915074296658510>. Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-0436-359X>.

ACCIÓN AFIRMATIVA Y GANANCIAS INICIALES DESPUÉS DE LA GRADUACIÓN: UN ANÁLISIS DE LOS GRADUADOS DE LA UFPB

Este artículo tiene como objetivo estimar el impacto de la política de cuotas en la rentabilidad salarial al inicio de la carrera de los cuotatarios de la Universidad Federal de Paraíba (UFPB). El cumplimiento del objetivo se logró asociando el balance de entropía con el *propensity score matching* (PSM), así como calculando el efecto del tratamiento en los cuantiles 0.25, 0.50 y 0.75 de la distribución salarial. De esta manera, se consideran los datos de los estudiantes que egresaron de cursos de graduación de la UFPB, cuyo ingreso al curso ocurrió entre 2010 y 2011, y finalización hasta 2017, junto con información del mercado laboral formal para el año 2018. En un principio, los resultados obtenidos sugieren que los ex alumnos de cuota obtienen, en promedio, un salario por hora alrededor de 0,10 unidades monetarias inferior al inicio de sus carreras, en comparación con los egresados que no se benefician de la política. También se observó que los efectos son mayores en la mediana y en el cuantil más alto (0.75) de la distribución del salario por hora, y que no hubo evidencia estadística de impactos entre los retornos salariales más bajos.

Palabras clave: acción afirmativa; equilibrio de entropía; PSM; devolver.

JEL: I26; I28; C54.

1 INTRODUÇÃO

É notório que as políticas afirmativas ganharam espaço e se consolidaram na educação superior brasileira. Nesse contexto, diversas instituições públicas estaduais e federais adotam, por meio de leis ou resoluções, sistemas de reservas de vagas. A literatura empírica, no que concerne ao tema, 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 e 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 baixo prêmio salarial, o que promove diferenças no valor de mercado dos diplomas e, assim, reproduz as desigualdades sociais anteriores à graduação. Nesse sentido, assegurar o ingresso no ensino superior não é suficiente para promover a igualdade de oportunidades.

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

Diante dos aspectos apresentados, este trabalho se propõe a avaliar os efeitos dessa política 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. No que diz respeito a essa última situação, por sua vez, há limitação dos dados disponíveis quanto ao mercado de trabalho. Desse modo, diante do exposto, o artigo 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 reponderação para ajustar a distribuição amostral antes de realizar o pareamento e procura equilibrar os grupos de controle e tratamento. O segundo se traduz num 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. Por fim, 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 supracitada é viabilizada por duas fontes de dados. A primeira diz respeito aos registros administrativos e acadêmicos da UFPB, que fornecem informações da trajetória acadêmica dos egressos. Embora a instituição em análise tenha iniciado sua política de cotas em 2011, o artigo também recorre a informações de 2010 com a finalidade de minimizar o viés de autoseleção. Nesse cenário, os alunos egressos de 2010 também fazem parte do grupo de controle. Já a segunda fonte refere-se às informações do mercado de trabalho, as quais são procedentes da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) identificada de 2018. Esta, por intermédio do Cadastro de Pessoas Físicas (CPF), permitiu mapear a situação do egresso no mercado de trabalho formal.

A escolha pela UFPB ocorreu por algumas razões. Inicialmente, foi a inviabilidade de analisar as políticas de cotas adotadas por cada universidade, haja vista ser impossível acessar os bancos de dados das demais instituições. Outro motivo foi a representatividade que a UFPB tem no Nordeste, sendo a quarta instituição em número de alunos na região.

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

Este trabalho procura contribuir e avançar com a literatura de políticas afirmativas e distanciar-se do que até agora foi abordado, haja vista que a análise proposta enfatiza a transição para o mercado de trabalho no curto prazo, e não a experiência na graduação. Dessa forma, amplia-se o conhecimento a respeito da inclusão social de grupos minoritários, como também ofertam-se indícios da continuidade da reprodução das desigualdades sociais anteriores à graduação. Ainda, as evidências identificadas no artigo podem subsidiar o aperfeiçoamento e a complementaridade da política em análise, além de auxiliar na tomada de decisão quanto à continuidade ou não dessa medida, dado o uso de recursos públicos para a sua manutenção.

Este estudo apresenta mais cinco itens além desta introdução. A seguir, realiza-se breve revisão de literatura. Na sequência, são expostos os procedimentos metodológicos. Posteriormente, os principais resultados são discutidos. Por fim, reservam-se ao término as principais conclusões e as considerações em relação aos resultados obtidos.

2 REVISÃO DA LITERATURA

As ações afirmativas dispõem de extensa literatura, a qual versa a respeito dos efeitos sobre admissão, desempenho, evasão, taxa de conclusão e outros aspectos dos seus beneficiários. Nesta seção, são abordadas questões associadas ao mercado de trabalho, particularmente sobre admissão, taxa de conclusão de grupos minoritários em cursos com maior prestígio, prêmio salarial e ganhos futuros.

Nesse contexto, destaca-se o estudo realizado por Arcidiacono (2005). Esse pesquisador foi o primeiro a modelar estruturalmente todos os aspectos do processo de tomada de decisão de fazer o ensino superior e os efeitos das mudanças nas ações afirmativas sobre os ganhos futuros dos seus beneficiários. Para isso, ele usou os dados do National Longitudinal Study of the Class of 1972 (NLS-72), realizou simulações que vinculam as escolhas educacionais a retornos salariais futuros e examinou como a remoção de políticas afirmativas afetam os rendimentos dos negros. Os resultados revelam que a extinção da política afirmativa tem poucos efeitos sobre os ganhos futuros dos estudantes negros, apesar de eles gozarem de prêmios muito maiores por estudarem em faculdades frequentadas por brancos, em relação aos seus pares que não as frequentaram.

Diferentemente de Arcidiacono (2005), Melguizo e Wolniak (2012) realizaram análise de curto prazo e examinaram a relação entre o campo de estudo na faculdade e os ganhos no início da carreira para uma amostra de estudantes minoritários; restringiram a análise aos cursos da área de ciências, tecnologia, engenharia e matemática (*science, technology, engineering and mathematics* – STEM). Para tanto, os autores utilizaram dados longitudinais de 2000 a 2006 do programa

Gates Millennium Scholars (GMS), e os achados explicitaram que os estudantes minoritários formados na área de STEM experimentam ganhos econômicos no início da carreira, além de destacar a importância de obter emprego em um campo intimamente relacionado a essa área de modo a garantir esses benefícios.

A proibição das ações afirmativas também foi analisada por Hill (2017), que investigou o seu efeito sobre a taxa de conclusão das minorias matriculadas em cursos da área de STEM nas universidades públicas americanas. Para isso, o autor utilizou informações do Integrated Postsecondary Education Data System (IpedS) entre os anos de 1998 e 2009. Hill (2017) identificou que o número de estudantes minoritários que concluíram o curso na área de STEM em faculdades altamente seletivas caiu 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 mencionado estudioso, 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 elas recebem nessa área. Assim, Hill (2017) e Arcidiacono (2005) chegam a conclusões semelhantes.

Tal como Hill (2017), Alon e Malamud (2014) testaram a relação da seletividade dos cursos e do retorno econômico futuro em um ambiente com ações afirmativas, especificamente em quatro universidades seletivas de Israel. Eles examinaram os efeitos da elegibilidade à referida política sobre os resultados de admissão, matrícula e desempenho acadêmico em cursos altamente seletivos usando o método de regressão descontínua. Nesse segmento, 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 apontaram que, como em outros países, por exemplo, Israel, os retornos econômicos são substancialmente maiores para cursos seletivos. Assim, os resultados sugeriram 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) recorrem 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. Entre estas, 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, o que vai ao encontro da ideia de Alon e Malamud (2014).

No que concerne a esse assunto, a literatura nacional já apresenta inúmeras evidências sobre a política de cotas nas universidades públicas do Brasil, sobretudo na análise do desempenho e da taxa de conclusão. Nesse contexto, Silva *et al.* (2019) analisam o programa de cotas da UFPB, implementado em 2011; eles investigam os efeitos da ação afirmativa sobre indicadores educacionais de abandono e esforço. Os resultados encontrados indicam que a existência do sistema de cotas na UFPB reduziu o nível de esforço dos discentes, principalmente na distribuição que capta as melhores médias do coeficiente de rendimento acadêmico (CRA) relativo. Quanto ao abandono, os autores revelam que a probabilidade de sobrevivência dos alunos não cotistas é inferior à dos cotistas, o que permite concluir que estes últimos tendem a persistir mais no ensino superior.

Ainda em relação ao desempenho dos cotistas, destacam-se os trabalhos de Araujo *et al.* (2020) e Silva, Teixeira e Costa (2021). Os primeiros examinam o diferencial de desempenho entre os estudantes beneficiários e não beneficiários da política de cotas de universidades federais. Para tanto, Araujo *et al.* (2020) utilizam dados do Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (Enade) de 2013 a 2015, realizado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep), e levam em conta a heterogeneidade dos tipos de cotas existentes por meio do modelo de tratamento múltiplo. Os resultados alcançados apontam que em média a política de cotas teve efeito negativo sobre o desempenho dos alunos cotistas no referido exame. Todavia, quando os autores consideram os tipos de cotas na análise, encontram efeitos diferenciados – negativos para cotas étnico-raciais e de renda e positivos para cotas de escola pública.

Assim como Araujo *et al.* (2020), Silva, Teixeira e Costa (2021) utilizam informações do Enade de 2011 a 2016 e analisam o efeito da política de cotas no desempenho dos alunos do ensino superior público brasileiro. Os resultados alcançados apontam que a política de cotas teve efeito negativo sobre as notas dos alunos cotistas, o que vai ao encontro dos resultados de Araujo *et al.* (2020). Contudo, o efeito da referida política afirmativa se diferencia entre os grupos de cursos avaliados pelo Enade, bem como entre o tipo de cota; há efeito negativo para alunos que ingressaram por cotas raciais e de escola pública, sendo esse último resultado divergente de parte do que foi identificado por Araujo *et al.* (2020). Silva, Teixeira e Costa (2021) ainda observam que os esforços individuais dos alunos, tanto antes quanto após o ingresso na universidade, são relevantes para sua formação, especialmente para seu rendimento acadêmico.

As poucas evidências para o Brasil a respeito da relação entre as políticas de cotas e o mercado de trabalho são fruto dos trabalhos de Lopes (2017), Menezes (2015) e Arabage e Souza (2017). Lopes (2017) investiga em quais campos de estudo os alunos que ingressaram por políticas afirmativas graduaram-se nas

universidades públicas em 2009 e 2010. Para tal, utiliza os microdados do Enade. Ademais, 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, o que conserva as desigualdades anteriores.

Por seu turno, Menezes (2015) restringe a análise a universidades, centros e institutos públicos localizados no estado Rio de Janeiro que, em diferentes graus e épocas, já adotaram políticas afirmativas. Os resultados diferem dos encontrados por Lopes (2017), pois Menezes (2015) aponta que os cotistas escolhem as carreiras mais bem remuneradas ou de mais prestígio, e isso se relaciona aos resultados encontrados por Alon e Malamud (2014) em relação a Israel. Por outro lado, a autora aponta que estudantes do sexo feminino e do turno noturno, de forma geral, cotistas e não cotistas, optam por carreiras menos remuneradas.

Já Arabage e Souza (2017) investigaram como a introdução de cotas nas duas principais universidades públicas localizadas no estado do Rio de Janeiro (Universidade do Estado do Rio de Janeiro – UERJ e Universidade Federal do Rio de Janeiro – UFRJ) afetaram a percepção dos empregadores acerca dos estudantes e dos graduados das respectivas instituições, bem como impactaram a probabilidade de os indivíduos graduados estarem empregados no mercado formal e o valor do salário-hora. Os autores compararam estudantes e graduados potencialmente elegíveis da UERJ, a qual introduziu sistema de cotas, com um grupo similar da UFRJ, que até então não possuía reserva de vagas. A princípio, Arabage e Souza (2017) não evidenciaram impactos do programa sobre a possibilidade de os estudantes e os egressos terem vínculo formal de trabalho, mas identificaram efeitos negativos sobre os salários-hora para os homens potencialmente elegíveis que estudam ou estudaram em instituições com cotas. Assim, Arabage e Souza (2017) concluíram que, independentemente do tipo de cota, a introdução da referida política afetou a percepção dos empregadores sobre estudantes e graduados dessas universidades.

3 AÇÕES AFIRMATIVAS NA UFPB

A UFPB, assim como outras universidades brasileiras, instituiu políticas afirmativas 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 para os recortes social e racial. Então, em abril do mesmo ano, foi publicada a Resolução nº 09/2010, que estabeleceu a modalidade de ingresso por meio de reserva de vagas para acesso aos cursos de graduação da referida instituição, bem como concedeu outras providências.

À vista disso, em 2011 ocorreu o primeiro Processo Seletivo Sequenciado (PSS) com reserva de vagas. Desse modo, mediante o Edital nº 40/2010, as vagas ofertadas deveriam ser ocupadas das seguintes formas: i) por concorrência geral; e ii) 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.

Entre os 25% das vagas destinadas à política de cotas, ainda havia uma subdivisão. Nesse segmento, as vagas foram reservadas a candidatos com deficiência, negros, pardos e indígenas. Dessa forma, para determinar o quantitativo de vagas pelo critério racial, foi utilizada como parâmetro a participação desses grupos raciais na população do estado da Paraíba, conforme os dados do Censo 2000, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e do Edital nº 40/2010.

Assim, entre os 25% das vagas reservadas, 56% foram para negros e pardos; 0,29% para indígenas; e 5% para pessoas com deficiência. Segundo o Edital nº 40/2010, no ato da inscrição, o candidato deveria informar a opção de reserva de vagas a que ele pretendia concorrer. Essas vagas eram destinadas aos seguintes grupos: i) negros (pretos e pardos); ii) indígenas; iii) pessoas com deficiência; e iv) demais candidatos da rede pública de ensino.

Ressalta-se ainda que os candidatos deveriam comprovar a informação prestada na inscrição por meio de documentos que seriam apresentados no ato do cadastramento, a saber: i) 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; ii) laudo médico atestado por comissão médica da UFPB, no caso de candidato classificado em vaga reservada a pessoa com deficiência; e iii) documento de autodeclaração étnico-racial, para candidato classificado em vaga destinada a preto (negro ou pardo) ou indígena, que confirmasse a informação prestada no ato da inscrição.

4 METODOLOGIA

Esta seção visa discorrer sobre os aspectos metodológicos fundamentais ao artigo, cuja pretensão é discutir os principais elementos pertinentes ao alcance do esperado no estudo. Nas estratégias metodológicas e na base de dados, tem-se a exposição sumária do modelo econométrico utilizado na pesquisa, bem como os passos essenciais a tais propósitos.

4.1 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, este estudo lançou mão do 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 (*average treatment effect on the treated* – ATT).

4.1.1 Balanceamento por entropia

O balanceamento por entropia, proposto por Hainmueller (2012), consiste de um método multivariado e não paramétrico que implementa 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 equilíbrio exato sobre o primeiro (média) e o 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 apresenta procedimentos metodológicos distintos. No pareamento por escore de propensão, calcula-se o peso mediante regressão (*logit/probit*) para logo após realizar o pareamento das unidades.

Por sua vez, o balanceamento por entropia aborda o problema de ajuste reverso e permite estimar os pesos diretamente para equalizar as distribuições das amostras, isto é, ele implementa diretamente o equilíbrio exato, bem como é duplamente robusto em relação à regressão linear (Zhao e Percival, 2016).

Isso posto, o pesquisador é capaz de fixar equilíbrio mais preciso, estabelecendo 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, pois não exige que uma unidade não correspondida seja descartada, como ocorre 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. Ele é encontrado pelo seguinte esquema de reponderação, que minimiza a distância métrica de entropia:

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{\{i|D=0\}} w_i \log\left(\frac{w_i}{q_i}\right), \quad (1)$$

sujeito as restrições de equilíbrio e normalização,

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i C_{ri}(X_i) = m_r \quad \text{com } r \in 1, \dots, R, \quad (2)$$

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i = 1, \quad (3)$$

$$w_i \geq 0 \text{ para todo } i \text{ que } D = 0, \quad (4)$$

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, para cada covariável é especificado um conjunto de restrições de balanceamento de modo a equalizar os momentos das distribuições (média, variância e assimetria) das covariáveis entre grupos de tratamento e controle.

Desse modo, o método de entropia procura, para o conjunto de observações do controle, pesos $w = [w_1, \dots, w_{n0}]$ que minimizem a equação (1) e a distância de entropia entre w e o vetor-base de pesos $q = [q_1, \dots, q_{n0}]$, os quais são sujeitos a restrições de balanceamento (equação 2), restrição de normalização (equação 3) e restrição de não negatividade (equação 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.

Portanto, para atingir o objetivo, o estudo segue a estratégia proposta por Hainmueller (2012) e por Watson e Elliot (2016). Então, insere os pesos alcançados pelo balanceamento por entropia no modelo de PSM, apresentado na subseção a seguir.

4.2 PSM

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

À vista disso, faz-se 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 a mais adequada ao problema supracitado, pois busca construir um grupo de controle ou contrafactual semelhante ao grupo de tratados; nesse caso, são os ex-alunos que participaram da política de

cotas com base em vetor de características observáveis semelhantes (Menezes Filho, 2012). Para tanto, utiliza-se o método de 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 desses indivíduos é a participação ou não na política. Contudo, à medida que se aumenta o vetor de características, torna-se mais difícil realizar o pareamento das unidades. Assim, depara-se com o problema da dimensionalidade.

Diante disso, Rosenbaum e Rubin (1983) propõem o método quase experimental PSM, com a finalidade de solucionar o problema da dimensionalidade. No PSM não é mais necessário encontrar, exatamente com o mesmo valor para todas as variáveis observáveis, um par para cada egresso cotista entre os que não participaram da política. 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. Desse 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 – o próprio *propensity score* (Cameron e Trivedi, 2005).

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

$$(Y_{i0}; Y_{i1}) \perp Cota_i | X_i. \quad (5)$$

Por sua vez, uma unidade tratada pode não encontrar seu correspondente no grupo de não tratados baseado no *propensity score* estimado. Nesse caso, verifica-se a segunda hipótese, denominada sobreposição ou suporte comum entre os dois grupos. Ela 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 quanto os controles.

$$0 < Pr(Cota_i = 1 | X_i) < 1. \quad (6)$$

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

$$Pr(Cota_i = 1 | X_i) = G(X_i\beta + \mu_i), \quad (7)$$

em que $Cota_i$ indica a exposição à intervenção da política em análise, e (X_i) representa o vetor de características observáveis composto pelo perfil dos egressos, da área de conhecimento e das características do mercado de trabalho. $G(.)$ representa

a função de distribuição acumulada e segue por hipótese uma distribuição de probabilidade logística. Dessa maneira, o escore de propensão é estimado pelo modelo *logit*. Após os cálculos do PSM, o ATT pode ser observado como resultado das probabilidades de tal fenômeno.

$$\hat{\tau}_{ATT} = E[Y_{i1} - \hat{Y}_{i0} | Cota_i = 1] = E[Y_{i1} | Cota_i = 1] - E[\hat{Y}_{i0} | Cota_i = 1], \quad (8)$$

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 este artigo utiliza três diferentes técnicas de pareamento. A primeira corresponde ao método do vizinho mais próximo (*nearest-neighbor matching*), com e sem reposição e *caliper*, o qual seleciona as melhores correspondências do controle para cada indivíduo no grupo de tratamento. A segunda é o método de *kernel matching*, no qual cada unidade tratada i é pareada com várias observações j e pesos inversamente proporcionais à distância entre a unidade tratada e de controle. A terceira é o *radius matching*, em que cada unidade tratada i é pareada com a unidade j que está contida em determinado raio.

4.3 Análise de sensibilidade

Como visto na subseção 4.2, a análise dos efeitos de intervenções mediante métodos de correspondência parte da hipótese de independência condicional (*conditional independence assumption* – CIA). Nesse cenário, 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.

Devido à impossibilidade de medir a magnitude do viés de seleção, a literatura tem recorrido à chamada análise de sensibilidade, que avalia o impacto potencial. Neste trabalho são usados os limites de Rosenbaum (*Rosenbaum bounds*), os quais foram propostos por Rosenbaum (2002). Esse pesquisador avalia quão danosa é a omissão de uma variável nas estimações do efeito casual do tratamento sobre o tratado na análise de correspondência. Nesse sentido, propõe-se a verificação da robustez do modelo mediante a hipótese de viés de seleção.

O método identifica dois egressos i e j a partir de suas características observáveis. Caso existam fatores omissos, apesar de idênticos nas características observáveis, há diferentes probabilidades de os dois indivíduos serem expostos ao tratamento, pois o efeito de m captado por G difere de zero. Assim, a razão de chances de dois indivíduos receberem o tratamento pode ser escrita como:

$$\frac{\Pr(X_i)[1-\Pr(X_j)]}{\Pr(X_j)[1-\Pr(X_i)]} = \frac{G(\beta X_i + \gamma \mu_i)}{G(\beta X_j + \gamma \mu_j)} \quad (9)$$

De acordo com Rosenbaum (2002), a equação (9) implica os limites da razão de chances, expressa pela desigualdade:

$$\Gamma^{-1} = \frac{\Pr(X_i)[1-\Pr(X_j)]}{\Pr(X_j)[1-\Pr(X_i)]} \leq \Gamma, \quad (10)$$

em que $\Gamma = e^{\gamma}$. Para os egressos pareados que possuem a mesma probabilidade de participarem da política de cotas, a razão de chances será igual a um; caso contrário, os ex-alunos que supostamente se assemelham em características observáveis podem divergir em relação às chances de terem participado da política. Logo, essencialmente, Γ estima o quanto uma estimativa obtida de PSM é livre de fatores não observados. Em outras palavras, os limites de Rosenbaum indicam o quanto as alterações dos fatores não observados podem afetar a robustez dos resultados.

4.4 Dados

A análise empírica do estudo é fundamentada em dois conjuntos de informações. O primeiro se refere aos registros administrativos e acadêmicos da UFPB, que reúnem informações sobre a trajetória acadêmica dos ex-alunos. A amostra se reportou aos egressos que foram admitidos nos vestibulares de 2010 e 2011, totalizando 575 cotistas e 6.042 não cotistas. Considerando-se 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; em 2010 os egressos foram submetidos ao mesmo sistema de seleção, não havendo possibilidade de se autosselecionarem para a política.

A segunda fonte de informações corresponde à Rais identificada, que compreende as características dos trabalhadores formais, como também as informações sobre ocupação e rendimento. Desse modo, o banco de dados final é resultado da junção das informações da instituição em análise e da Rais 2018. Para tanto, utilizou-se o CPF do egresso, o que viabilizou a identificação dos ex-alunos na base da Rais. Verificaram-se, então, 230 cotistas e 2.239 não cotistas presentes no mercado formal de trabalho. Ainda, verificou-se a existência de *outliers* por meio da amplitude interquantil do salário-hora, e foram identificados 161 egressos. Assim, a amostra final teve 211 egressos cotistas e 2.097 não cotistas. Ressalta-se ainda que o trabalho se limitou a 2018 por conta do tempo de conclusão dos egressos, visto que alguns cursos (como medicina) tiveram registros de concluintes apenas em 2017. Dessa forma, foi dada margem de pelo menos um ano entre a conclusão e os dados do mercado de trabalho para a execução da análise de inserção ocupacional dos indivíduos da amostra.

A estratégia do artigo 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 outro contrafactual, ou grupo de controle, composto por egressos matriculados em 2010 e 2011, mas que não participaram da ação afirmativa. O contrafactual é

desenvolvido com base em vetor de características observáveis que influenciaram o egresso no momento da decisão de participar da política e que eram simultaneamente correlacionadas com os resultados potenciais deles. Portanto, o vetor é composto por variável de tratamento; características de elegibilidade da política; informações da trajetória no ensino superior, do contexto familiar, dos atributos individuais; e informações sobre o 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 e presente na Rais. Já a variável que caracteriza a participação na intervenção, ou seja, o *status* de tratamento, é a *dummy* cota. Ela assume valor um, caso o ex-aluno tenha ingressado na UFPB por intermédio de política de cotas; e zero, caso tenha sido elegível, mas não tenha participado da intervenção.

A política de cotas implementada pela UFPB em 2011 é direcionada a estudantes de escolas públicas, negros e pardos, por isso as variáveis de elegibilidade à intervenção correspondem às seguintes variáveis binárias: escola pública e raça. Logo, são iguais a um se o estudante é egresso de escola pública e não branco (negro, pardo e indígena).

No que concerne à trajetória acadêmica, utilizou-se a duração do curso, o período de saída, o CRA e uma *dummy* de ocupação, que capta a participação do egresso no mercado de trabalho ainda durante os estudos. Assim, caso o egresso tenha tido algum emprego durante a graduação, assume-se um; caso contrário, zero.

Já as variáveis que retratam o contexto familiar correspondem à escolaridade do pai e à da mãe, sendo as duas variáveis *dummies*; assume-se um caso ambos tenham ensino superior. Por sua vez, os atributos individuais correspondem ao gênero e à naturalidade, e as duas variáveis são binárias, as quais assumem respectivamente valor um, caso seja mulher e natural da Paraíba, e zero, caso contrário.

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

Por fim, a especificidade de cada área do conhecimento tornou-se imprescindível nas estimativas, por isso são adotadas como *dummies*. As áreas abordadas foram: ciências agrárias, ciências da saúde, ciências exatas e da terra, ciências humanas, ciências sociais aplicadas, engenharias e linguística, letras e artes.

5 RESULTADOS

Nesta seção, são apresentados os resultados alcançados no estudo. Primeiramente 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 por meio de PSM e balanceamento com entropia.

5.1 Análise descritiva

O conjunto de dados que viabilizaram o artigo é resultado da união destas informações: dados administrativos da UFPB de 2010 e 2011 e da Rais identificada de 2018. Prezando por estimativas consistentes, foram excluídas observações caracterizadas como *outliers* quanto ao valor do salário-hora, o que implicou amostra de 2.303 egressos com vínculo ativo em 2018, sendo 211 cotistas e 2.092 não cotistas. Desse modo, a tabela 1 apresenta a média e o desvio-padrão para os dois grupos de ex-alunos das variáveis usadas a fim de avaliar o efeito da política de cotas sobre o retorno salarial em início de carreira.

Conforme as informações apresentadas na tabela 1, 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 1
Estatística descritiva das variáveis

Variáveis	Tratamento		Controle	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Salário-hora	58,880	34,800	61,900	39,060
Raça	0,412	0,430	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	8,090	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	30,120	14,730	29,720	14,160
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

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Tratamento		Controle	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
CBO 2002				
CBO 0 2002	0,037	0,191	0,025	0,157
CBO 1 2002	0,170	0,377	0,154	0,361
CBO 2 2002	0,284	0,452	0,361	0,480
CBO 3 2002	0,086	0,282	0,091	0,288
CBO 4 2002	0,308	0,462	0,282	0,450
CBO 5 2002	0,090	0,286	0,065	0,247
CBO 7 2002	0,014	0,118	0,012	0,110
CNAE 2.0				
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
Grandes áreas de conhecimento				
Ciências agrárias	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: Microdados da Superintendência de Tecnologia da Informação (STI) da UFPP e da Rais 2018.
Elaboração dos autores.

Quanto às variáveis de elegibilidade à intervenção, constata-se que parte significativa do grupo de tratados é egresso da rede pública de ensino (92,6%). Por sua vez, entre os integrantes do controle, esse percentual cai para aproximadamente 50%. Com relação à raça, 41,2% 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 corresponde a mais de 60%, revelando considerável presença feminina entre os indivíduos analisados. Em relação à naturalidade, não há discrepância entre os tratados e os controles – respectivamente 86% e 88% são paraibanos. Uma diferença profunda entre os grupos é vista no contexto familiar, em especial na escolaridade dos pais: apenas 3,4% e 6,9%, respectivamente, de pais e mães dos cotistas têm ensino superior, enquanto 21,1% e 26,1% de pais e mães dos ex-alunos não cotistas, respectivamente, portam diploma de graduação.

Quanto à trajetória acadêmica, vê-se a princípio que os egressos não cotistas apresentam em média CRA superior ao dos ex-alunos beneficiários da reserva de

cotas, porém estes últimos consumiram menos tempo para concluir o curso em relação ao grupo de controle. No que concerne à ocupação durante a graduação, cerca de 32,1% e 23,0% dos cotistas e não cotistas, respectivamente, tinham vínculo empregatício ao longo da graduação.

Em relação às variáveis do mercado de trabalho, os dados revelam que 45% e 49%, respectivamente, dos egressos cotistas e dos não cotistas trabalham no setor público. Já no tocante à quantidade de vínculos, percebe-se que em média não há diferença significativa entre os dois grupos, com leve vantagem para os ex-alunos cotistas.

Quando se examina a classificação brasileira de ocupação (CBO 2002), pode-se observar que mais de 50% dos cotistas e dos não cotistas se concentram nas ocupações CBO 4 (trabalhadores de serviços administrativos) e CBO 2 (profissionais das ciências e das artes). Por sua vez, a ocupação CBO 0 (membros das Forças Armadas, policiais e bombeiros militares) apresenta a menor participação de egressos da UFPB.

A respeito dos setores econômicos (CNAE 2.0), é notória a concentração de egressos, tanto do grupo de tratados e controles quanto de ex-alunos não cotistas (82,7%), no setor de serviços da economia. Na sequência, verificam-se 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 cotistas se concentram nos cursos de ciências sociais aplicadas, linguística, letras, artes e engenharias. Em contrapartida, os não cotistas têm maior participação em ciências sociais aplicadas, linguística, letras, artes e ciências humanas. A simples análise estatística não atinge o objetivo do trabalho, assim a subseção 5.2 apresenta os resultados alcançados pela técnica de pareamento, combinada com o método de balanceamento por entropia, que permitiu obter os efeitos da política de cotas na UFPB.

5.2 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 artigo lança mão da estratégia proposta por Hainmueller (2012) e Watson e Elliot (2016). Por isso, antes de executar o pareamento dos grupos de egresso pelo PSM, realizou-se o balanceamento por entropia.⁴ 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 isolar os efeitos das características observáveis sobre os rendimentos dos egressos e encontrar os prováveis efeitos da reserva de vagas.

4. No balanceamento, foram retiradas as variáveis agropecuária, CBO 6, CBO 8 e CBO 9, devido à falta de observações.

Com o propósito de avaliar o balanceamento entre os dois grupos, foi realizado o teste de diferença de médias (teste t) das variáveis observadas, e os resultados são apresentados na tabela 2. Assim, os resultados alcançados indicam que não há diferença estatisticamente significativa entre os cotistas e os não cotistas após a aplicação do balanceamento por entropia.

TABELA 2
Teste de diferença das covariadas antes e após o balanceamento por entropia

Variáveis	Antes do balanceamento			Depois do balanceamento		
	Tratamento	Controle	Diferença	Tratamento	Controle	Diferença
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
CRA	7,975	8,091	-0,116**	7,975	7,968	0,007
Duração do curso	4,383	4,503	-0,120*	4,383	4,380	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	30,120	29,720	0,400	30,120	30,110	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
CBO 2002						
CBO 0 2002	0,037	0,025	0,012	0,037	0,037	0,000
CBO 1 2002	0,170	0,154	0,016	0,170	0,170	0,000
CBO 2 2002	0,284	0,361	-0,077**	0,284	0,284	0,000
CBO 3 2002	0,094	0,091	0,003	0,094	0,094	0,000
CBO 4 2002	0,308	0,282	0,026	0,308	0,307	0,001
CBO 5 2002	0,090	0,065	0,025	0,090	0,090	0,000
CBO 7 2002	0,014	0,012	0,002	0,014	0,014	0,000
CNAE 2.0						
Indústria	0,061	0,057	0,004	0,061	0,062	-0,001
Comércio	0,151	0,101	0,050**	0,151	0,150	0,001
Serviços	0,777	0,827	-0,050	0,777	0,776	0,001
Construção	0,009	0,009	0,000	0,009	0,009	0,000

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Antes do balanceamento			Depois do balanceamento		
	Tratamento	Controle	Diferença	Tratamento	Controle	Diferença
Grandes áreas de conhecimento						
Ciências agrárias	0,042	0,036	0,006	0,042	0,042	0,000
Ciências da saúde	0,218	0,178	0,040	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: Microdados da STI/UFPB e da Rais 2018.

Elaboração dos autores.

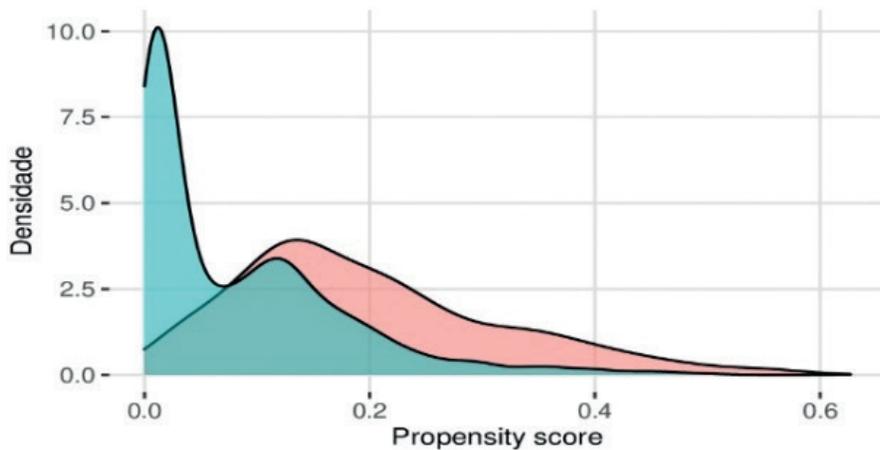
Obs.: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Ainda seguindo a estratégia adotada, estimou-se os escores de propensão com base nos pesos obtidos pelo balanceamento por entropia. O gráfico 1 apresenta, 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.

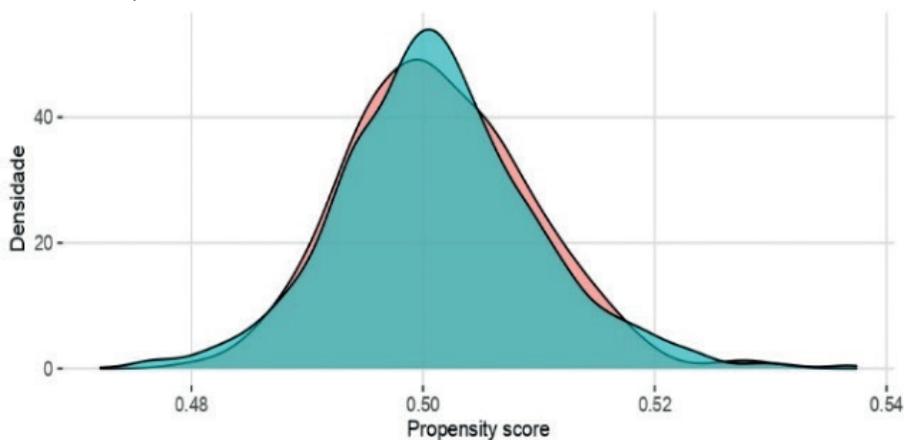
GRÁFICO 1

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

1A – Antes do balanceamento



1B – Depois do balanceamento



Fonte: Microdados da STI/UFPB e da Rais 2018.

Elaboração dos autores.

Obs.: Ilustrações cujos leiautes e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Após a estimação dos escores, foi executado o pareamento dos grupos por intermédio dos algoritmos do vizinho mais próximo (*nearest-neighbor matching*) com (CR) e sem reposição (SR), além de *caliper* em todas as especificações, *kernel matching* e *radius matching*. Assim, a tabela 3 apresenta os ATTs 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, foram usados os métodos dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e a regressão quantílica (RQ).⁵

TABELA 3
Efeito médio e quantílico sobre os tratados

Modelo	Efeito quantil médio	Quantil		
		0,25	0,50	0,75
Nearest (CR, caliper) K = 1	-0,116**	-0,026	-0,174*	-0,192**
	(0,050)	(0,059)	(0,091)	(0,084)
Nearest (CR, caliper) K = 10	-0,102***	-0,011	-0,106*	-0,158**
	(0,046)	(0,043)	(0,057)	(0,073)
Nearest (SR, caliper)	-0,106*	-0,004	-0,131*	-0,210**
	(0,054)	(0,061)	(0,078)	(0,084)
Radius	-0,096***	-0,013	-0,102**	-0,145*
	(0,036)	(0,036)	(0,048)	(0,077)
Kernel	-0,102**	-0,032	-0,113**	-0,147*
	(0,041)	(0,033)	(0,051)	(0,077)

Fonte: Microdados da STI/UFPB e da Rais 2018.
Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erro-padrão entre parênteses.

2. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

3. K é o número de vizinhos considerados na estimação.

4. Foi utilizado *caliper* de 0,001.

5. 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 que apresentam efeitos negativos em todos os algoritmos aplicados no trabalho. Desse modo, os resultados da tabela 3 sugerem que ter sido cotista na graduação tende a reduzir em torno de 10% os rendimentos salariais em início de carreira em comparação a não ter sido beneficiário da reserva de vagas da UFPB. Esse resultado pode estar associado à baixa proporção de egressos cotistas em cursos com maiores prêmios salariais, a exemplo de direito, odontologia, medicina e cursos na área de engenharia, como também ao baixo

5. Para estimar os ATTs, foram aplicados os pesos obtidos no PSM, nas regressões de MQO e quantílica, pela forma funcional *log-lin*.

capital social de egressos cotistas, que, segundo Lopes (2017), reduz o acesso preferencial às oportunidades no mercado de trabalho.

Por outro lado, com a reserva de vagas, a formação das turmas não se dá pela classificação geral e promove grupos mais heterogêneos, o que pode diminuir a qualidade do curso por meio de um *peer effect* negativo, o qual afeta consequentemente os retornos dos egressos no mercado de trabalho. Esse resultado negativo se assemelha às evidências encontradas por Frisancho e Krishna (2016) para a Índia e por Arabage e Souza (2017) para universidades públicas do Rio de Janeiro.

Por sua vez, as estimações por quantis reforçam os resultados anteriores e trazem indícios de que os efeitos nos quantis mediano e mais elevado (0,75) da distribuição dos salários-hora são maiores que o efeito médio para a UFPB. Logo, nesses quantis, especialmente no 0,75, a diferença de salários é maior entre os cotistas e os não cotistas.

Ademais, 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, portanto, diplomas de cursos com menores retornos salariais ou de menor prestígio, e isso vai ao encontro das evidências apontadas por Lopes (2017), em sua análise para o Brasil, e Hill (2017).

Já as tabelas 4 e 5 apresentam os resultados do efeito médio do tratamento sobre os tratados por área de conhecimento. Com esse propósito, foram consideradas as áreas que apresentaram trinta ou mais observações no grupo de tratados e controles. Em vista disso, foram investigados os seguintes ramos: ciências da saúde, ciências humanas, ciências sociais aplicadas, linguística, letras e artes.

A princípio, observa-se que as estimações das áreas de saúde e humanas não se mostraram estatisticamente significativas. Tal resultado, em especial na área de saúde, pode estar associado à origem escolar (ensino médio) dos egressos, pois nessa área estão os cursos mais concorridos. Assim, em sua maior parte, podem ser provenientes de escolas técnicas federais ou militares, como apontado por Guimarães *et al.* (2010). Desse modo, seriam alunos com melhores resultados acadêmicos e esforços semelhantes aos egressos de escolas privadas, o que pode se reproduzir no mercado de trabalho e reduzir o diferencial de salário entre cotistas e não cotistas (Silva, Teixeira e Costa, 2021).

Por outro lado, os ATTs das áreas de ciências sociais aplicadas, linguística, letras e artes são significativos e apontam a mesma tendência dos efeitos para toda a UFPB, independentemente do algoritmo empregado. Dessa maneira, em suma, ser egresso das duas últimas áreas citadas tende a aumentar as chances de diminuição dos rendimentos salariais, em início de carreira, no mercado formal de trabalho.

TABELA 4
Efeito médio por área do conhecimento

Modelo	Ciências da saúde	Ciências humanas	Ciências sociais aplicadas	Literatura, letras e artes
Nearest (CR, caliper) K = 1	0,051	0,179	-0,227**	-0,244**
	(0,169)	(0,158)	(0,102)	(0,040)
Nearest (CR, caliper) K = 10	0,025	0,116	-0,119**	-0,190**
	(0,105)	(0,127)	(0,054)	(0,106)
Nearest (SR, caliper)	0,057	0,178	-0,235**	-0,232**
	(0,148)	(0,146)	(0,080)	(0,044)
Radius	0,080	0,129	-0,163**	-0,183**
	(0,174)	(0,113)	(0,060)	(0,091)
Kernel	0,032	-0,148	-0,100**	-0,143***
	(0,111)	(0,093)	(0,039)	(0,050)

Fonte: Microdados da STI/UFPB e da Rais 2018.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erro-padrão entre parênteses.

2. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

3. K é o número de vizinhos considerados na estimação.

4. Foi utilizado um *caliper* de 0,001.

5. No *kernel* o valor de *bwidth* é de 0,06.

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, linguística, letras e artes exibem evidências estatísticas em alguns quantis. Em ciências sociais aplicadas, os efeitos significativos estão presentes na mediana e no quantil 0,75, sendo mais expressivos neste último, o que acompanha as evidências encontradas para toda a UFPB.

TABELA 5
Efeito médio por quantil por área do conhecimento

Modelo	Ciências da saúde	Ciências humanas	Ciências sociais aplicadas	Literatura, letras e artes
Nearest (CR, caliper) K = 1	0,187	0,143	-0,086	-0,117*
	(0,251)	(0,222)	(0,092)	(0,071)
Nearest (CR, caliper) K = 10	0,132	0,168	-0,013	-0,107*
	(0,095)	(0,188)	(0,048)	(0,055)
Nearest (SR, caliper)	0,187	0,180	-0,086	-0,117*
	(0,201)	(0,191)	(0,094)	(0,069)
Radius	0,187	0,168	-0,071	-0,092*
	(0,176)	(0,170)	(0,057)	(0,056)
Kernel	0,132	0,035	-0,011	-0,015
	(0,072)	(0,089)	(0,045)	(0,054)

(Continua)

(Continuação)

Modelo	Ciências da saúde	Ciências humanas	Ciências sociais aplicadas	Literatura, letras e artes
Quantil 0,50				
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	0,090 (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				
Neariest (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: Microdados da STI/UFPB e da Rais 2018.
Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erro-padrão entre parênteses.

2. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

3. K é o número de vizinhos considerados na estimação.

4. Foi utilizado um *caliper* de 0,001.

5. No *kernel* o valor de *bwidth* é de 0,06.

Já em linguística, letras e artes, diferentemente de ciências sociais aplicadas, os ATTs estatisticamente significativos se concentram no quantil 0,25 e na mediana. Quanto à magnitude do efeito, pode-se observar que ela é maior no salário-hora mediano. Dessa forma, nas duas áreas analisadas, ser egresso cotista tende a implicar redução dos retornos salariais, porém os efeitos são mais relevantes para quantis diferentes.

Por sua vez, a tabela 6 apresenta os efeitos médio e por quantis com base no prestígio dos cursos. Para isso, considerou-se a concorrência do vestibular da UFPB em 2011. Nesse caso, os cinco cursos mais concorridos da instituição foram considerados de maior prestígio,⁶ enquanto os cinco de menor concorrência foram classificados como de menor prestígio.⁷ Observa-se que, para ambos os cursos, os resultados não apresentaram significância estatística para o efeito médio nem para os quantis.

6. Medicina, odontologia, engenharia civil, direito, e arquitetura e urbanismo.

7. Ecologia, pedagogia, matemática, física e comunicação social.

TABELA 6
Efeito médio e quantílico sobre os tratados em relação ao prestígio do curso

Modelo	Maior prestígio				Menor prestígio			
	Efeito médio	Quantil			Efeito médio	Quantil		
		0,25	0,50	0,75		0,25	0,50	0,75
Nearest (CR, caliper) K = 1	-0,717 (0,658)	-0,805 (0,708)	-0,891 (0,682)	-0,440 (0,657)	-0,102 (0,158)	-0,053 (0,170)	-0,173 (0,261)	-0,146 (0,296)
Nearest (CR, caliper) K = 10	-0,686 (0,615)	-0,805 (0,702)	-0,891 (0,778)	-0,440 (0,671)	-0,143 (0,135)	-0,057 (0,085)	-0,214 (0,120)	-0,184 (0,142)
Nearest (SR, caliper)	-0,403 (0,481)	-0,495 (0,488)	-0,315 (0,522)	-0,326 (0,572)	-0,210 (0,171)	-0,172 (0,170)	-0,208 (0,252)	-0,365 (0,269)
Radius	-0,686 (0,745)	-0,806 (0,704)	-0,891 (0,668)	-0,440 (0,671)	-0,087 (0,121)	-0,010 (0,052)	-0,157 (0,141)	-0,150 (0,127)
Kernel	-0,315 (0,510)	-0,235 (0,180)	-0,491 (0,385)	-0,134 (0,173)	-0,087 (0,101)	-0,010 (0,053)	-0,157 (0,141)	-0,150 (0,128)

Fonte: Microdados da STI/UFPB e da Rais 2018.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erro-padrão entre parênteses.

2. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

3. K é o número de vizinhos considerados na estimação.

4. Foi utilizado um *caliper* de 0,001.

5. No *kernel* o valor de *bwidth* é de 0,06.

Os resultados até então apresentados sugerem que a política afirmativa, em específico, a reserva de vagas implementada pela UFPB, em 2011, não demonstrou potenciais benefícios aos seus usuários. Isso fica evidente quando se avaliam os efeitos sobre os rendimentos iniciais de carreira dos ex-cotistas em relação aos seus pares não cotistas.

5.3 Análise de sensibilidade

A análise do efeito médio do tratamento sobre os tratados empreendida na subseção 5.2 assumiu a hipótese da CIA, mas a presença de variáveis omitidas pode enviesar as estimações dos ATTs. Diante disso, este trabalho recorreu aos limites de Rosenbaum (Rosenbaum *bounds*) para quantificar o viés presente nas estimações. Desse modo, avaliou-se a sensibilidade dos resultados diante das falhas na hipótese de CIA, derivada 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 da ausência de efeito do tratamento.

Assim, a tabela 7 apresenta os limites de Rousenbaum e também a probabilidade p^- de não rejeição da hipótese nula para a UFPB. Vale destacar que os referidos limites expostos na tabela 6 correspondem ao primeiro valor de Γ que leva à não rejeição da hipótese nula; considera-se 10% de significância estatística

para todas as especificações de algoritmo adotadas no artigo. De início, observa-se que, nas estimações para a UFPB, o efeito de tratamento parece ser robusto em uma possível presença de variáveis não observadas, visto que, quanta mais afastada da unidade, mais robusta a variável de resposta se mostra.

TABELA 7
Análise de sensibilidade

Modelo	Limites (Γ)	p^-
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: Microdados da STI/UFPB e da Rais 2018.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Γ é o primeiro valor com significância estatística do intervalo para a suposição de viés de seleção; p^- refere-se à probabilidade de não rejeição da hipótese nula de ausência de efeito de tratamento.

2. K é o número de vizinhos considerados na estimação.

3. Foi utilizado um *caliper* de 0,001.

4. No *kernel* o valor de *bwidth* é de 0,06 (valor-padrão).

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. Ele apresentou nível crítico (Γ) de 1,15 e indicou que se a presença de fatores não observados induzir a uma diferença na razão de chances de receber a intervenção entre os egressos dos grupos de tratamento e controle, isso se dará por fator de 1,15. Já pelas técnicas *radius* e *kernel*, esse fator representa 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 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 estão presentes na tabela 8. Em ciências sociais aplicadas, os resultados indicam que, independentemente do método, as estimações são robustas na presença de viés promovido por covariáveis omitidas. Assim, entre as técnicas de algoritmos aplicadas, o *nearest* com reposição e um vizinho apresenta a maior sensibilidade e um viés de variáveis omitidas de 1,3. Isso acarreta uma diferença da razão de chances de o egresso de ciências sociais aplicadas ser exposto à intervenção e, assim, questionar se há efeitos negativos da reserva de vagas sobre os rendimentos iniciais de ex-estudantes. Já os modelos *radius* e *nearest* com reposição e dez vizinhos apresentaram as menores sensibilidades em relação aos fatores omitidos, e respondem por diferença de 50% e 45%, respectivamente, na razão de chances de exposição à política de cotas.

TABELA 8
Análise de sensibilidade por grande área

Modelo	Limites (Γ)	Ciências sociais aplicadas	Literatura, letras e artes
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: Microdados da STI/UFPB e da Rais 2018.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Γ é o primeiro valor com significância estatística do intervalo para a suposição de viés de seleção; p^- refere-se à probabilidade de não rejeição da hipótese nula de ausência de efeito de tratamento.

2. K é o número de vizinhos considerados na estimação.

3. Foi utilizado um *caliper* de 0,001.

4. No *kernel* o valor de *bwidth* é de 0,06.

Por sua vez, linguística, letras e artes também alcançaram resultados robustos na presença de viés de seleção em todos os casos. Assim como em ciências sociais aplicadas, o método *nearest* com um vizinho retrata o maior nível de sensibilidade a fatores omitidos, e 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 tornar espúria a conclusão dos efeitos negativos da reserva de vagas sobre os rendimentos dos egressos.

Cabe destacar que, segundo DiPrete e Gangl (2004), os limites de Rosenbaum aplicam os piores cenários aos resultados, tomando como exemplos os Γ de 1,15 e 1,20 observados no *nearest* para a UFPB. Isso não significa que haja necessariamente ausência de efeitos de 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 causa diferença no *adds* dos grupos de participantes por um fator de 1,20.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve o objetivo de examinar o efeito da reserva de vagas sobre os rendimentos em início de carreira dos egressos cotistas da UFPB. Para tanto, recorreu aos registros administrativos da instituição em análise, referentes aos anos de 2010 e 2011, e à Rais identificada de 2018, que permitiu conhecer a situação dos egressos no mercado de trabalho. Dessa maneira, a amostra final do estudo foi formada apenas por egressos com vínculo empregatício ativo, totalizando 2303 egressos – 211 cotistas e 2092 não cotistas.

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

Os resultados indicam que ter ingressado no ensino superior por meio de reserva de vagas tende a reduzir em torno de 10% o salário-hora em início de carreira em comparação a não ter sido beneficiário dessa política. Ainda, observou-se 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 trabalho se deteve a quatro áreas devido à amostra disponível e à viabilidade das estimações. Dos campos abordados, apenas ciências sociais aplicadas, linguística, letras e artes apresentaram evidências estatísticas de efeitos sobre os retornos salariais dos ex-alunos, alcançando resultado semelhante ao encontrado para a UFPB. Desse modo, os cotistas das mencionadas áreas tendem a auferir, respectivamente, salário-hora menor em torno de 16% e 19% em relação aos não cotistas. Portanto, os resultados alcançados sugerem a não rejeição da hipótese de efeito da política de cotas sobre os ganhos dos egressos cotistas.

Os resultados do PSM ainda foram submetidos à 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, linguística, letras e artes, são robustos em viés de seleção e provocados por possível presença de fatores não observados, independentemente do algoritmo aplicado. Contudo, ressalta-se que essa sensibilidade difere da técnica de pareamento usada.

Além disso, é relevante destacar que os resultados e as considerações apresentadas no artigo referem-se ao início de carreira dos egressos da UFPB, ou seja, são evidências de curto prazo e se caracterizam como uma limitação a este estudo. Também é relevante destacar que os achados se referem apenas ao mercado formal de trabalho, embora o ideal fosse contabilizar os egressos do mercado informal. Então, limita-se a presente análise apenas a uma parcela do mercado de trabalho.

Assim, inicialmente fica sugerido que as próximas pesquisas abordem os efeitos sobre o retorno salarial dos beneficiários da política de cotas em médio e longo prazo, bem como as áreas do conhecimento que não foram aqui contempladas. Por último, recomenda-se esforço na inclusão dos egressos que não possuem vínculo formal de trabalho.

REFERÊNCIAS

- ALON, S.; MALAMUD, O. The impact of Israel's class-based affirmative action policy on admission and academic outcomes. **Economics of Education Review**, v. 40, p. 123-139, 2014.
- ARABAGE, A. C.; SOUZA, A. P. Quotas in public universities and labor outcomes: evidence for Rio de Janeiro. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 45., 2017, Natal, Rio Grande do Norte. **Anais...** Natal, 2017.
- ARAÚJO, A. A. *et al.* Performance of quota students in the national exam for evaluating student achievement: evidence on federal higher education institutions. **Revista Brasileira de Educação**, v. 25, p. 1-29, 2020.
- ARCIDIACONO, P. Affirmative action in higher education: how do admission and financial aid rules affect future earnings? **Econometrica**, v. 73, n. 5, p. 1477-1524, 2005.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. (Ed.). **Microeconometrics: methods and applications**. Nova York: Cambridge University Press, 2005.
- 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**, v. 34, n. 1, p. 271-310, 2004.
- 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.
- FRISANCHO, V.; KRISHNA, K. Affirmative action in higher education in India: targeting, catch up, and mismatch. **Higher Education**, v. 71, n. 5, p. 611-649, 2016.
- GUIMARÃES, A. S. A. *et al.* **Social inclusion in Brazilian universities: the case of UFBA**. São Paulo: Centro de Estudos da Metrópole, 2010.
- HAINMUELLER, J. Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. **Political Analysis**, v. 20, n. 1, p. 25-46, 2012.
- HILL, A. J. The positive influence of female college students on their male peers. **Labour Economics**, v. 44, p. 151-160, 2017.

LOPES, A. D. Affirmative action in Brazil: how students' field of study choice reproduces social inequalities. **Studies in Higher Education**, v. 42, n. 12, p. 2343-2359, 2017.

MELGUIZO, T.; WOLNIAK, G. C. The earnings benefits of majoring in STEM fields among high achieving minority students. **Research in Higher Education**, v. 53, n. 4, p. 383-405, 2012.

MENEZES, E. da C. M. O. **As escolhas das carreiras minimizam o impacto da política de cotas?** O caso do estado do Rio de Janeiro. 2015. Dissertação (Mestrado) – Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2015.

MENEZES FILHO, N. (Org.). **Avaliação econômica de projetos sociais**. São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora, 2012.

ROSENBAUM, P. R. Attributing effects to treatment in matched observational studies. **Journal of the American Statistical Association**, 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**, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983.

SILVA, A. F. *et al.* Efeitos de políticas afirmativas sobre esforço e abandono: evidências a partir da Universidade Federal da Paraíba. *In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA*, 24., 2019, Fortaleza, Ceará. **Anais...** Fortaleza, 2019.

SILVA, G. D.; TEIXEIRA, E. C.; COSTA, L. V. Efeito das ações afirmativas no ensino superior público brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 51, n. 1, p. 137-160, abr. 2021.

VIEIRA, R. S.; ARENDS-KUENNING, M. Affirmative action in Brazilian universities: effects on the enrollment of targeted groups. **Economics of Education Review**, v. 73, p. 1-12, 2019.

WATSON, S. K.; ELLIOT, M. Entropy balancing: a maximum-entropy reweighting scheme to adjust for coverage error. **Quality & Quantity**, v. 50, n. 4, p. 1781-1797, 2016.

ZHAO, Q.; PERCIVAL, D. Entropy balancing is doubly robust. **Journal of Causal Inference**, v. 5, n. 1, p. 1-19, 2016.

Data da submissão em: 18 jun. 2022.

Primeira decisão editorial em: 23 set. 2022.

Última versão recebida em: 4 out. 2022.

Aprovação final em: 29 nov. 2022.