

Área 3 – Economia do Trabalho, Economia Social e Demografia.

Ação Afirmativa e Ganhos Iniciais Após a Graduação: Uma Análise Para Egressos da UFPB

Francisco Danilo da Silva Ferreira

Doutorando em Economia Aplicada

Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba

Professor do Departamento de Economia da UERN/Campus Assú

Rua Sinhazinha Wanderley, 871 - Centro, Açu - RN, 59650-000

Fone: (84) 3331-2411

ffdanilloferreira@gmail.com

Aléssio Tony Cavalcante Almeida

Doutor em Economia Aplicada

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da

Paraíba Endereço: UFPB/CCSA/DECON - Cidade Universitária/Campus I, CEP:

58051-900 - João Pessoa-PB.

Fone: 83 3216-7453

E-mail: <alessio@ccsa.ufpb.br>

Área 3 – Economia do Trabalho, Economia Social e Demografia.

Ação Afirmativa e Ganhos Iniciais Após a Graduação: Uma Análise Para Egressos da UFPB

Resumo

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 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.

Palavras-chave: Ação Afirmativa. Balanceamento Por Entropia. PSM. Retorno.

Abstract

This paper 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.

Keywords: Affirmative Action. Entropy Balancing. PSM. Return.

JEL classification: C54, D04, I23, I26.

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 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 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 artigo também recorre a informações de 2010 com a finalidade de minimizar o viés de autosseleção. 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 artigo 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.

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 à 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), Frisncho 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 Frisncho 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.

3 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, 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.

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).

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.

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

Sujeito as restrições de equilíbrio e normalização.

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

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

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

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, 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 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.

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.

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:

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

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.

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

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

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

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.

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

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 o presente artigo 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.

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:

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

De acordo com Rosenbaum (2002), a equação (9) implica nos limites da *odds ratio*, expressa pela desigualdade abaixo:

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

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.

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 autoseleção.

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 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 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 Artes.

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.

4.1 Análise Descritiva

O conjunto de dados que viabilizaram o artigo 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 1 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 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

| <i>Variáveis</i> | <i>Tratamento</i> | | <i>Controle</i> | |
|--|-------------------|----------------------|-----------------|----------------------|
| | <i>Média</i> | <i>Desvio-Padrão</i> | <i>Média</i> | <i>Desvio-Padrão</i> |
| 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 |
| Idade | 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 às 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.

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

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 2. Os resultados alcançados indicam que não há diferença estatisticamente significativa entre os cotistas e 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 | -0.12* | 4.384 | 4.38 | 0.004 |

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

| | | | | | | |
|------------------------|-------|-------|---------|-------|-------|-------|
| 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 |

Classificação Brasileira de Ocupações CBO 2002

| | | | | | | |
|-----------|-------|-------|----------|-------|-------|-------|
| 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 |

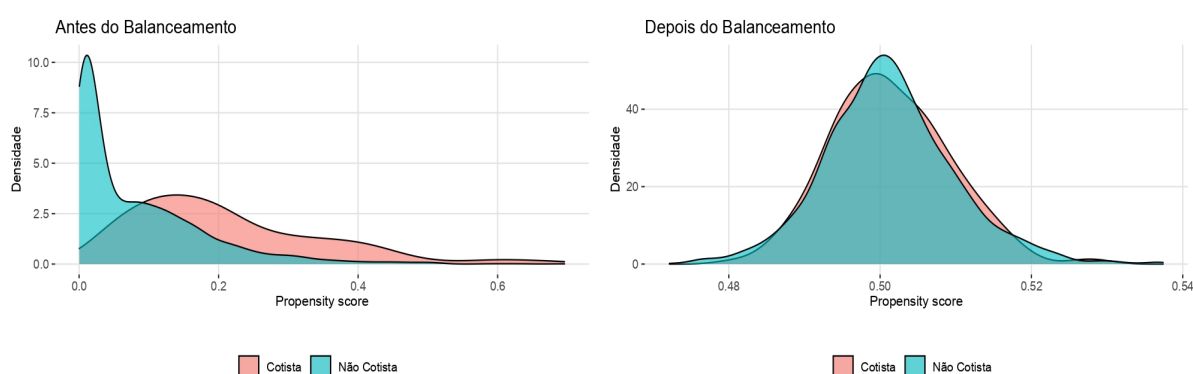
| | | | | | | |
|-----------------------------------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|
| Engenharias | 0.056 | 0.061 | -0.005 | 0.056 | 0.056 | 0.000 |
| Linguística, Letras e Artes | 0.170 | 0.158 | 0.012 | 0.170 | 0.170 | 0.000 |

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, *Matcing Kernel* e *Matching Radius*. Assim, a tabela 3 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 3 – Efeito médio e quantílico sobre os tratados

| <i>Modelo</i> | <i>Efeito</i> <i>Médio</i> | <i>Quantil</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 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 *bandwidth* 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 3 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 que o efeito médio para toda UFPB. 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 4 e 5 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 4 – 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 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.

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 5 – 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 | 0.168 | -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) |
| <i>Quantil 0.50</i> | | | | |
| Nearest (CR, caliper) K=1 | 0.102 | 0.106 | -0.181 | -0.319* |
| | (0.205) | (0.207) | (0.156) | (0.165) |
| Nearest (CR, caliper) K=10 | 0.057 | 0.235 | -0.132* | -0.250* |
| | (0.160) | (0.185) | (0.069) | (0.145) |
| Nearest (SR, caliper) | 0.074 | 0.1131 | -0.258* | -0.283* |
| | (0.189) | (0.227) | (0.102) | (0.163) |
| Radius | 0.09 | 0.252 | -0.171 | -0.223 |
| | (0.195) | (0.202) | (0.111) | (0.148) |
| Kernel | 0.083 | 0.079 | -0.101* | -0.146* |
| | (0.163) | (0.153) | (0.061) | (0.088) |
| <i>Quantil 0.75</i> | | | | |
| Nearest (CR, caliper) K=1 | 0.092 | 0.478 | -0.474** | -0.270 |
| | (0.226) | (0.206) | (0.205) | (0.201) |
| Nearest (CR, caliper) K=10 | 0.021 | 0.207 | -0.340* | -0.222 |
| | (0.118) | (0.175) | (0.166) | (0.168) |
| Nearest (SR, caliper) | -0.018 | 0.294 | -0.498*** | -0.270 |
| | (0.158) | (0.192) | (0.189) | (0.211) |
| Radius | 0.106 | -0.2385 | -0.265** | -0.215 |
| | (0.162) | (0.176) | (0.118) | (0.171) |
| Kernel | 0.035 | -0.030 | -0.437*** | -0.270* |
| | (0.082) | (0.131) | (0.180) | (0.147) |

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 *bandwidth* 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 ATIs 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.

4.3 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 6 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 6 correspondem a 10% de significância estatística para todas as especificações de algoritmo adotadas no artigo. 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 6 – 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 estão presentes na tabela 7. 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 Aplicadas 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 7 – Análise de sensibilidade por grande área

| <i>Modelo</i> | <i>Limites</i> (Γ) | <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 mantém. 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.

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 artigo 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.

6 APÊNDICE

Tabela 8 – 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.

Referências

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.

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.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. [S.l.]: 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*, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, 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.

FOGEL, M. et al. Avaliação econômica de projetos sociais. *Fundação Itaú Social, São Paulo*, 2012.

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.

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.

HILL, A. J. The positive influence of female college students on their male peers. *Labour Economics*, Elsevier, 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*, Routledge, 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*, 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.

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.

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.

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.

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