

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

Efeitos de Políticas Afirmativas sobre Esforço e Abandono: Evidências a partir da Universidade Federal da Paraíba

Andréa Ferreira da Silva

Doutoranda em Economia Aplicada

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: <andrea.economia@yahoo.com.br>

Aléssio Tony Cavalcanti de 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>

Stélio Coêlho Lombardi Filho

Doutorando em Economia

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, CEDEPLAR-UFMG

Avenida Presidente Antônio Carlos, 6627 - Pampulha - Belo Horizonte - MG, CEP: 31270-901

Fone: 31 3409-7084.

E-mail: <stelio.filho@hontail.com>

Hilton Martins de Brito Ramalho

Doutor em Economia

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: <hilton@ccsa.ufpb.br>

Efeitos de Políticas Afirmativas sobre Esforço e Abandono: Evidências a partir da Universidade Federal da Paraíba

Resumo

Este artigo tem por objetivo avaliar os efeitos de uma ação afirmativa de reserva de vagas no ensino superior sobre indicadores educacionais de abandono e esforço. Para tanto, utilizou-se informações dos estudantes que ingressaram em uma universidade pública federal brasileira, a Universidade Federal da Paraíba (UFPB), nos anos de 2010 e 2011. A metodologia adotada consistiu em duas etapas: (i) primeiramente, foram adotadas três técnicas de pareamento não-experimental, o *Propensity Score Matching* (PSM), o *Mahalanobis Distance Matching* (MDM) e o *Classification Tree Analysis* (CTA), para avaliar os efeitos da intervenção sobre o esforço dos discentes, captado pelo Coeficiente de Rendimento Acadêmico (CRA) relativo; (ii) em seguida, fez-se uso de dados longitudinais dos estudantes, contemplando os anos de 2011 até 2018, para estimar modelos de duração de risco proporcional de Cox, ponderado pelo PSM, a fim de avaliar o efeito do aluno ser cotista sobre a probabilidade de sobrevivência na UFPB. Os resultados centrais da pesquisa apontam que a existência do sistema de cotas na referida universidade reduz o nível de esforço dos discentes, independente do modelo de pareamento empregado, principalmente na distribuição que capta as melhores médias do CRA relativo. Já a estimação do modelo *survival analysis* aponta que a probabilidade de sobrevida dos alunos não cotistas é inferior aos dos alunos cotistas, o que permite concluir que estes últimos tendem a persistir mais no ensino superior.

Palavras-chave: Políticas afirmativas. Cotas. Ensino superior. Abandono e esforço.

Abstract

This paper aims to evaluate the effects of a quota affirmative action in higher education on educational indicators of drop out and effort. For this purpose, we used information from students who entered a Brazilian federal public university, the Universidade Federal da Paraíba (UFPB), in the years of 2010 and 2011. The adopted methodology consisted of two stages: (i) first, three non-experimental matching techniques, Propensity Score Matching (PSM), Mahalanobis Distance Matching (MDM) and Classification Tree Analysis (CTA), were used to evaluate the effects of the intervention on the student's effort, captured by the relative academic achievement coefficient (CRA); (ii) then, using longitudinal data of the students, covering the years from 2011 to 2018, we estimated Cox proportional hazards models, weighted by PSM, in order to evaluate the effect of being a quota student on the survival probability at UFPB. The central results of the research indicate that the existence of the quota system at the above-mentioned university reduces the level of student's effort, regardless of the matching technique adopted, especially in the distribution that captures the best means of the relative CRA. On the other hand, the estimation of the survival analysis model indicates that the survival probability of non-quota students is lower than that of the quota students, which leads to the conclusion that the latter tend to persist more in higher education.

Keywords: Affirmative action. Quotas. Higher education. Drop out and effort.

JEL classification: C52, D04, I23.

1 Introdução

O termo “ações afirmativas” foi utilizado pela primeira vez na década de 30, nos Estados Unidos (EUA), para se referir à políticas governamentais trabalhistas no combate às diferenças entre raças, com o objetivo principal de corrigir desigualdades acumuladas ao longo dos anos e ainda presentes na sociedade (MOEHLECKE, 2002). Na educação, tem sido utilizada como forma de permitir um maior acesso às instituições de ensino por parte de grupos historicamente discriminados e mantidos marginalmente no processo de formação de capital humano. Estas ações normalmente se manifestam no ensino superior, por meio da admissão via reserva de vagas, cotas ou sistema de bonificação. Ademais, tais políticas também visam a permanência nas instituições de ensino, o que ocorre por meio de auxílio financeiro.

Tem sido recorrente na literatura a necessidade de se compreender os reais efeitos das políticas de ações afirmativas, principalmente por gerarem discussões tão divergentes e com fortes implicações sociais e econômicas. Se por um lado existe o argumento de que tais medidas seriam necessárias para a reparação de injustiças históricas e sociais (KANE, 1998; DEE, 2004; FRANCIS; TANNURI-PIANTO, 2012), por outro, há críticos que condenam essa política com base no discurso de que não ocorre a redução da desigualdade, uma vez que os ingressantes no ensino superior por meio do sistema de cotas não seriam capazes de amenizar o *gap* de formação escolar, acarretando em uma incompatibilidade (*mismatch*) entre os grupos (SANDER, 2004; SOWELL, 2004; WINSTON; ZIMMERMAN, 2004). Adicionalmente, ao baixar os requisitos necessários para a admissão, a política incentiva o menor esforço e desincentiva a competição, além ter como consequência em potencial o indesejado efeito de baixar a qualidade dos profissionais que serão formados.

Hickman (2009) elenca dois principais argumentos em favor da adoção de políticas afirmativas. Primeiramente, é notório a baixa participação de estudantes pertencentes às minorias em universidades de ponta, ao mesmo tempo em que se observa uma imensa participação destes em universidades de baixa qualidade. Em segundo lugar, tem-se que estes estudantes apresentam desempenho médio inferior em testes padronizados, em relação aos mais privilegiados, o que seria consequência das injustiças e desigualdades históricas que ainda não foram plenamente sanadas. Estes dois argumentos, conhecidos na literatura como *enrollment gap* (*gap* de matrículas) e *achievement gap* (*gap* de resultados), justificariam a necessidade de se realizar políticas afirmativas. Desse modo, tais ações teriam o desejado efeito de incentivar as minorias a alcançarem os mais altos níveis educacionais, pois torna possível a aceitação nas melhores universidades do país.

No esteio dessa discussão, o sistema de cotas no ensino superior surge como uma forma de se reservar um determinado número de vagas, em relação à quantidade total, para grupos com características definidas e que se encontram em desvantagens sociais (MOEHLECKE, 2002). No Brasil, a desigualdade racial e social, aliada à demorada expansão na oferta de educação superior, resultou em um acesso restrito às Instituições de Ensino Superior (IES). As primeiras experiências de cotas em universidades públicas ocorreram na Universidade Estadual do Rio de Janeiro (UERJ) e na Universidade Estadual do Norte Fluminense (UENF), em 2001.

Contudo, o sistema de reserva de vagas passou por uma importante mudança em 2012. Até então voluntária, a implantação desse sistema por parte das universidades passou a ser obrigatória por meio da Lei nº 12.711, de 29 de agosto de 2012, a qual dispõe sobre o ingresso nas universidades federais e nas instituições federais de ensino (BRASIL, 2012). A Lei estabelece que 50% das vagas nas instituições públicas de ensino sejam destinadas para o sistema de cotas, adotando-se critérios raciais, socioeconômicos e de conclusão do ensino médio na rede pública.

Em um contexto onde ainda não existia a Lei supracitada, o presente estudo busca con-

tribuir com esta discussão e verificar, a partir de dados da Universidade Federal da Paraíba (UFPB), os efeitos diretos e indiretos de políticas afirmativas (raça e renda) de reserva de vagas no ensino superior sobre indicadores educacionais dos discentes. Os efeitos diretos foram captados ao se comparar os indicadores de impacto entre os cotista e não-cotista elegíveis para o ingresso na IES em 2011 (período de início da reserva de vagas na UFPB). Não obstante, objetivou-se captar também os efeitos indiretos ao comparar os indicadores entre os não cotistas em dois períodos: um período em que não existia a política de reservas de vagas (2010) e um período em que existia (2011).

Vale destacar que a política de cotas não assegura que os discentes cotistas melhorarão o seu desempenho, mas permite um maior acesso dos grupos menos favorecidos às IES. Como o debate sobre a aplicação desta política em admissões universitárias tem se mostrado contraditório do ponto de vista de suas possíveis externalidades, principalmente no que se refere à questão do *mismatch*, a hipótese a ser testada neste artigo é a de que a política de reserva de vagas no ensino superior, por meio do sistema de cotas, pode afetar os incentivos individuais de forma direta e indireta, gerando impactos sobre resultados educacionais e de esforço.

Entender como os grupos de cotistas e não cotistas se comportam durante o ensino superior é de suma importância para os gestores de políticas públicas educacionais, não só pelo aumento da representatividade, mas também em relação aos indicadores educacionais. No tocante aos estudos empíricos acerca de políticas afirmativas no Brasil, ainda são escassas as pesquisas que trabalharam essas ações direcionadas para o sistema de reserva de vagas no ensino superior levando em conta aspectos locais, socioeconômicos e de habilidades cognitivas sobre o desempenho escolar dos discentes.

Para preencher essa lacuna na literatura nacional, este artigo pretende avançar nas discussões dos efeitos das políticas de reservas de vagas no ensino superior. Ressalta-se que uma análise completa da ação compensatória requer, além de se observar o diferencial de desempenho decorrente do aumento da diversificação de grupos dentro da instituição, avaliar também o comportamento dos discentes cotistas ao longo do curso escolhido. Tal procedimento consiste em analisar a sobrevivência dos mesmos na IES por meio das taxas de abandono.

Para o cumprimento dos objetivos elencados, em um primeiro momento foram adotadas técnicas de pareamento não-experimental, o *Propensity Score Matching* (PSM), o *Mahalanobis Distance Matching* (MDM) e o *Classification Tree Analysis* (CTA), para avaliar os efeitos da intervenção sobre o esforço dos discentes, captado pelo Coeficiente de Rendimento Acadêmico (CRA) relativo. Em seguida, de caráter inédito, estimou-se modelos de duração de risco proporcional de Cox, ponderado pelo PSM, para avaliar o efeito do aluno ser cotista sobre a probabilidade de sobrevivência na UFPB. As informações utilizadas nas análises são oriundas dos microdados disponibilizados pela Superintendência de Tecnologia da Informação (STI) da UFPB, para os anos de entrada de 2010 e 2011.

Além desta introdução, a pesquisa é composta por mais seis seções. A Seção 2 apresenta uma breve discussão da literatura empírica. A Seção 3, por sua vez, expõe a descrição das características do sistema de cotas na UFPB. As Seções 4 e 5 detalham, respectivamente, a estratégia empírica e a base de dados da pesquisa. Por fim, as Seções 6 e 7 apresentam os principais resultados e as considerações finais do artigo.

2 Revisão da Literatura

É possível encontrar na literatura internacional vários estudos que se propuseram a avaliar os efeitos de ações afirmativas sobre indicadores educacionais. Nesse contexto, [Ayres & Brooks \(2005\)](#) analisam os efeitos de políticas afirmativas sobre o número de advogados negros

formados pelas universidades americanas. A motivação do estudo parte da constatação de que o desempenho desses estudantes beneficiados pela ação é consideravelmente inferior ao dos estudantes brancos. Desse modo, surge a questão de se a inclusão desses alunos em universidades incompatíveis com o seu perfil não estaria, na verdade, ocasionando uma redução da taxa de concluintes negros nas faculdades de Direito. Os autores identificaram que a eliminação da ação afirmativa reduziria o número de advogados negros, porém os estudantes negros possuem chances quase 50% menores de concluir o curso, em relação aos alunos brancos. Assim, os autores concluem que a faculdade de Direito pode ser considerada de alto risco para os discentes negros beneficiados pela política.

Sob a luz das proibições de políticas de ações afirmativas por raça no ensino superior nos EUA, [Dickson \(2006\)](#) investigou como o fim da política afirmativa que adotava o critério de raça na seleção de universidades do Texas impactou no percentual de candidatos pertencentes às minorias étnicas. Além disso, a autora também analisou os efeitos do programa de bolsas de estudos oferecido pela Universidade do Texas, o *Longhorn Opportunity Scholarship Program*, sobre o percentual de estudantes do ensino médio que realizaram o teste de admissão para a universidade. Empregando o estimador de efeitos fixos em um painel de escolas acompanhadas no período 1994-2001, os resultados apontaram que o fim da ação afirmativa reduziu o percentual de latino-americanos e negros que fizeram a seleção para a faculdade, não tendo efeito sobre o percentual de brancos. Em relação ao programa de bolsas de estudo, este se mostrou bem-sucedido em ampliar a participação das minorias na realização do teste de admissão.

Seguindo a mesma linha, [Cortes \(2010\)](#) buscou fornecer novas evidências sobre os efeitos de políticas alternativas de admissão na persistência e na conclusão dos grupos de estudantes de minorias nas universidades do Texas. Após a política de reserva de vagas no ensino superior por raça ser banida, o estado do Texas implantou o *Texas Top 10% Plan*. Este plano garante que os 10% melhores alunos das suas turmas do ensino médio consigam automaticamente a admissão para qualquer universidade pública do estado, incluindo as mais seletivas. Os achados do estudo indicaram que a mudança da ação afirmativa afetou negativamente tanto a taxa de retenção quanto as taxas de graduação universitária do grupo de alunos das minorias.

[Bertrand et al. \(2010\)](#) estudaram os efeitos de uma política de ação afirmativa existente na Índia. Tal política consiste em reservar mais de 50% das vagas em universidades públicas a estudantes oriundos de castas inferiores, ou seja, historicamente marginalizados e discriminados. O objetivo dos autores é investigar a efetividade desta ação em termos de resultados no mercado de trabalho e redistribuição de oportunidades, bem como comparar os ganhos econômicos obtidos pelos beneficiados com a perda potencial sofrida por aqueles excluídos pela política. A amostra selecionada considera apenas indivíduos que se candidataram a uma vaga em faculdades de engenharia, no ano de 1996, em um estado indiano.

Os autores verificaram que a ação é bem-sucedida em redistribuir recursos educacionais para os menos favorecidos economicamente. Todavia, um efeito indesejado observado foi a redução da participação das mulheres nas faculdades de engenharia. Desse modo, fica evidente que a política não gerou benefícios a todas as minorias.

Fazendo uso de dados administrativos institucionais de quatro universidades israelenses, [Alon & Malamud \(2014\)](#) analisaram se o objetivo da política baseada em classes – cega, daltônica e estudantes de meios desfavorecidos – na admissão nas universidades estava sendo bem-sucedida. Ou seja, se o corpo discente das universidades de elite estava sendo diversificado em consequência da mobilidade social e econômica da população mais necessitada. Comparando-se candidatos e alunos com níveis semelhantes de desvantagens econômicas e outras características, os autores concluíram que os estudantes elegíveis para a ação, após a matrícula nas universidades, não estão ficando para trás academicamente, mesmo nos cursos mais disputados

Mais recentemente, por meio de dados chilenos para o processo de admissão nas universidades em 2009, [Grau \(2018\)](#) inova ao avaliar empiricamente os efeitos das políticas de admissão sob esforço acadêmico dos estudantes do ensino médio. O método empregado consistiu na simulação de duas políticas afirmativas: sistema de cotas e aumento do peso das notas dos estudantes do ensino médio por distribuição de grupos socioeconômicos. O estudo mostrou a importância da ação, pois a política de admissão na universidade pode aumentar o volume de esforço acadêmico exercido pelos estudantes do ensino médio. Conclui ainda que embora o aumento do peso da nota no ensino médio seja mais eficaz, o sistema de cotas é mais eficiente na alocação dos melhores alunos para as melhores universidades.

No Brasil, a intensa discussão sobre as políticas de cotas e as características particulares do contexto brasileiro proporcionam aos pesquisadores importantes oportunidades de examinar as questões políticas e acadêmicas sobre as ações afirmativas de reserva de vagas no ensino superior. Nesse contexto, [Francis & Tannuri-Pianto \(2012\)](#) estudaram a experiência da Universidade de Brasília com a implantação do sistema de reserva de vagas no ensino superior, a partir da política de cotas raciais no ano de 2004. A reserva foi de 20% do total de vagas disponíveis para os alunos que se autodeclararam negros. As evidências encontradas sugerem que a raça, o status socioeconômico e o gênero continuam a impor barreiras substanciais à frequência e à re-alfirmação de cursos universitários, e que as cotas baseadas na raça ajudam a promover a equidade até certo ponto.

Já [Pereira et al. \(2013\)](#) buscou avaliar os impactos das cotas sociais e raciais no sistema de ensino superior brasileiro sobre as notas do Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (ENADE). Considerando somente os alunos de universidades federais, estaduais e municipais, totalizando 74.080 observações para o ano de 2008, a variável de interesse selecionada foi a nota obtida na prova de conhecimentos específicos. Os achados da pesquisa apontaram efeitos negativos da política de cotas sobre as notas no ENADE de 2008 para os cursos de Pedagogia, História e Física, e efeitos positivos sobre a nota do curso de Agronomia. Para os demais cursos não foi encontrado efeito significativo.

[Mendes Junior et al. \(2016\)](#) estudaram os efeitos do sistema de cotas na Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ), a primeira universidade brasileira a adotar a referida ação afirmativa. A política consistiu em reservar 20% das vagas para indivíduos das raças preta e indígena, 20% para estudantes de escolas públicas e 5% para pessoas com deficiência. Adicionalmente, para poder se candidatar a uma dessas vagas era preciso ainda satisfazer um critério de desvantagem econômica, definido a cada ano pela comissão de elaboração do vestibular, baseado na renda domiciliar *per capita*. A partir dos dados referentes ao vestibular da UERJ de 2010, levando em conta informações socioeconômicas de todos os candidatos que prestaram o exame de seleção, verificou-se que as principais diferenças de desempenho no ENADE estavam associadas à fatores socioeconômicos dos candidatos. Além disso, o estudo também identificou que as notas mínimas de admissão eram consideravelmente menores entre os cotistas, e que poucos desses alunos conseguiriam obter uma vaga caso esse sistema de reserva de vagas não existisse.

Enfim, [Estevan et al. \(2016\)](#) examinaram os efeitos de uma ação afirmativa implementada na Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP). Tal ação, implementada em 2005, consistiu em conceder um bônus de pontos no exame de admissão da universidade (vestibular) aos alunos que cursaram o ensino médio exclusivamente em escolas públicas. Estes alunos recebem 30 pontos de bonificação em sua nota, mais um adicional de 10 pontos se eles se autodeclararem da raça preta, parda ou indígena. O objetivo da pesquisa foi verificar como essa política de bônus sociorracial impactou a composição dos estudantes selecionados, a decisão do aluno de participar do vestibular e a sua escolha de esforço de preparação. Os resultados dos modelos es-

timados indicaram que a política fora bem-sucedida em aumentar a probabilidade de admissão de estudantes oriundos de escolas públicas. Ademais, não foram encontrados efeitos relevantes em relação às decisões de esforço e participação no exame.

3 Características do Sistema de Cotas na UFPB

O Conselho Superior de Ensino, Pesquisa e Extensão (Consepe) da Universidade Federal da Paraíba aprovou, em março de 2010, o projeto com as propostas de ações afirmativas correspondentes à reserva de vagas. Então, por meio da resolução nº 09/2010 foi instituída a modalidade de ingresso por reserva de vagas para o acesso aos cursos de graduação da UFPB. Dessa maneira, os processos seletivos a partir de então já ocorreria com a previsão de reserva de vagas tanto com recorte social quanto o étnico-racial.

Posto isto, através do Edital nº 40/2010, do Processo Seletivo Seriado 2011 (PSS 2011), regulamentado pela resolução nº 027/2009, foi publicado o primeiro edital com reserva de vagas de políticas afirmativas na UFPB. A ocupação das vagas oferecidas para os cursos de graduação em 2011 ocorreria por meio das seguintes formas: (i) por concorrência geral; (ii) por reserva de vagas. Do total de vagas ofertadas no PSS 2011, 25% foram reservadas aos candidatos que cursaram todo o ensino médio e, pelo menos, três séries do ensino fundamental em escolas da rede pública de ensino.

Dentro desses 25% foram redistribuídos aos demais recortes referentes às cotas. As vagas foram reservadas para pessoas com alguma deficiência, como também para candidatos negros e indígenas. No que se refere a determinação da proporção das vagas destinadas para o critério de raça (negros, pardos e índios) foi utilizado como parâmetro a participação desses grupos na população do estado da Paraíba, de acordo com o Censo Demográfico do ano 2000, publicado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e estabelecido no Edital nº 40/2010.

Assim, dentro dos 25% reservados para os candidatos egressos do ensino público, 56% foram reservados para negros e pardos, 0,29% para indígenas e, 5% para portadores de necessidades especiais. No ato da inscrição do PSS 2011, o estudante teve de informar a opção pelo tipo de ocupação de vaga que iria concorrer. Se fosse por reserva de vagas, teria as seguintes opções: egresso de escola pública; egresso de escola pública autodeclarado negro ou pardo; egresso de escola pública autodeclarado indígena; e egresso de escola pública portador de deficiência.

O processo de seleção no PSS 2011, no que se refere a aplicação das provas, ocorreu de maneira tradicional para ambos os tipos de ocupação das vagas, onde os candidatos eram submetidos a duas etapas de avaliação. Inicialmente, o concorrente se deparava com uma prova de múltipla escolha abrangendo diferentes áreas de conhecimentos. Logo em seguida, a seleção ocorreu por meio de uma prova específica de redação. Após aprovados, no ato na inscrição, os alunos cotistas deveriam apresentar a documentação necessária relacionada a opção escolhida na reserva de vagas.

Para confirmar a informação prestada, os documentos que deveriam ser apresentados eram: certificados de conclusão e históricos escolares do ensino fundamental e médio em escolas públicas para os classificados pela modalidade de reserva de vagas; laudo médico, atestado pela comissão médica da UFPB, para o caso do candidato ter sido classificado em vagas reservadas para pessoas com deficiência; e, por fim, o candidato aprovado em vaga destinada a negros, pardos ou indígena, deveria entregar um documento de autodeclaração étnico-racial.

4 Estratégia Empírica

4.1 *Matching*

Como apontado anteriormente, a hipótese a ser testada neste artigo é a de que a política de reserva de vagas no ensino superior, por meio de cotas, pode afetar os incentivos individuais de forma direta e indireta, gerando impactos sobre os resultados educacionais e de esforço. Para avaliar essa hipótese formulada, as estimações dos parâmetros de interesse para o cálculo do efeito médio das Cotas foram feitas considerando-se três diferentes algoritmos de pareamento: (i) *Propensity Score Matching* (PSM), (ii) *Mahalanobis Distance Matching* (MDM) e (iii) *Classification Tree Analysis* (CTA). Como teste de robustez dos resultados, foram feitos recortes amostrais por grande área de conhecimento e cursos, a fim de se controlar os níveis de habilidades e determinados grupos de preferências dos indivíduos.

Existem diferentes abordagens de pareamento na literatura¹, com destaque para os dois supracitados. O PSM, nos últimos anos, tem sido o método de pareamento com grande frequência nas pesquisas de inferência causal. Contudo, como demonstrado por [King et al. \(2011\)](#) e [King & Nielsen \(2016\)](#), esta abordagem aumenta o viés, a ineficiência dos estimadores, a dependência do modelo e o desbalanceamento, quando confrontado com outros métodos de pareamento, a exemplo do MDM. Tendo em conta esses pontos, este trabalho usa ambos os métodos, mas enfatiza as análises do MDM.

Para verificar a diferença do resultado nas variáveis de interesse (a taxa de abandono e o CRA relativo) em decorrência das cotas, precisa-se comparar indivíduos com atributos semelhantes. A variável de tratamento é a forma de ingresso dos estudantes: se por meio da política afirmativa de cotas (grupo de tratamento) ou por meio de concorrência ampla (grupo de controle), em que $Cotas = 1$ denota a situação de entrada na universidade por meio de reservas de vagas e $Cotas = 0$ para a situação de não tratamento.

O cálculo do efeito médio por meio do método de pareamento, como ressalta [Rosenbaum & Rubin \(1983\)](#), requer informações sobre as características observáveis (\mathbf{X}_i) dos indivíduos no período pré-tratamento. A construção do contrafactual hipotético pelo pareamento é realizada a partir da construção de um grupo de controle que contenha indivíduos com características observáveis o mais similar possível, em média, aos indivíduos pertencentes ao do grupo de tratamento.

De acordo com [Caliendo & Kopeinig \(2005\)](#), [Rosenbaum \(2010\)](#), [Stuart \(2010\)](#) e [King & Nielsen \(2016\)](#), o método de pareamento baseia-se em duas hipóteses centrais. A primeira delas é conhecida como seleção nos observáveis (ignorabilidade ou independência condicional): ao controlar todos fatores \mathbf{X}_i que podem afetar o resultado potencial e também a decisão do indivíduo de participar ou não das Cotas, o resultado potencial torna-se independente do indicador de atribuição de tratamento, i.e., $[Y_i(0), Y_i(1)] \perp Cotas_i | \mathbf{X}_i$, em que $Y_i(0)$ e $Y_i(1)$ representam, respectivamente, o resultado de um dado indivíduo na ausência e na presença do tratamento. A segunda é chamada de hipótese de sobreposição ou suporte comum: para assegurar grupos de controle e tratamento semelhantes é necessário que haja um espaço da região do vetor \mathbf{X}_i que represente bem tanto as pessoas do grupo de tratamento quanto as do grupo de controle que poderiam ter sido tratadas, i.e., $0 < Pr(Cotas_i = 1 | \mathbf{X}_i) < 1$.

Por essas suposições, os indivíduos são pareados segundo as suas características observáveis, de tal modo que a diferença entre eles pode ser atribuída ao fato de um ter sido tratado e o outro não. O primeiro estágio do PSM, MDM e CTA requer um vetor \mathbf{X}_i que contemple tais características observáveis no período pré-tratamento.

¹Em [Stuart \(2010\)](#), por exemplo, é feita uma revisão e sumarização dos principais modelos de pareamento.

Tendo o suporte desses fatores, o PSM requer o cálculo da probabilidade condicional de participação da Política de Cotas dado o vetor de características observáveis (ver equação 1).

$$Pr(\text{Cotas}_i = 1 | \mathbf{X}_i) = G(\mathbf{X}_i \boldsymbol{\lambda} + \epsilon_i), \quad (1)$$

em que: $G(\cdot)$ representa a função de distribuição acumulada, seguindo por hipótese uma distribuição de probabilidade logística. Assim, neste artigo $Pr(\mathbf{X}_i)$, o escore de propensão é estimado pelo modelo de resposta qualitativa logit.

Por sua vez, o MDM também requer uma métrica para definir o grau de similaridade entre os grupos. Neste caso, conforme [Rubin \(1979\)](#), [Rubin \(1980\)](#), [Stuart & Rubin \(2007\)](#) e [King & Nielsen \(2016\)](#), a métrica de Mahalanobis (MDM) adotada é dada por:

$$m(X_{i,0}, X_{j,0}) = [(X_{i,0} - X_{j,0})^T \mathcal{S}^{-1} (X_{i,0} - X_{j,0})]^{1/2}, \quad (2)$$

em que: \mathbf{X}_i e \mathbf{X}_j representam os vetores de características observáveis dos estudantes tratados i e dos estudantes não tratados j ; \mathcal{S} = matriz de covariância das variáveis \mathbf{X} , que são covariadas, segundo [Stuart \(2010\)](#), associadas com a atribuição de tratamento e os indicadores de impacto.

Por fim, o terceiro e último método para o cálculo do escore de propensão, o *Classification Tree Analysis* (CTA), é considerado um método, não-paramétrico de árvore de decisão em que a amostra será dividida eficientemente em grupos homogêneos. Para [Linden & Yarnold \(2018\)](#), os subgrupos criados são chamados de “estrato de amostra”, uma vez que o modelo CTA utiliza dos próprios atributos da amostra para fazer a estratificação. São homogêneos intra grupo e heterogêneos entre os estratos.

Após o cálculo da métrica de distância por PSM, MDM e CTA, o efeito médio do tratamento sobre os tratados (τ), conhecido também por ATT (*average treatment effect on treated*), é estimado a partir da Equação 3.

$$\hat{\tau} = E[Y_i - \hat{Y}_i(0) | \text{Cotas} = 1], \text{ com } \hat{Y}_i(0) = J^{-1} \sum_j Y_j \quad (3)$$

em que J representa o número de indivíduos que compõem o contrafactual estimado de i , com $j \in \{j | |f(X_j) - f(X_i)| \leq \delta, \text{Cotas}_i = 1, \text{Cotas}_j = 0\}$, sendo δ uma constante, com $\delta \rightarrow 0$. Como $f(\cdot)$ é uma variável contínua e isto torna difícil observar dois ou mais indivíduos com igual valor de métrica da distância de Mahalanobis, $f(\cdot) = m(\cdot)$, e do escore de propensão, $f(\cdot) = p(\cdot)$, o cálculo da equação 3 só é possível a partir da utilização de algum algoritmo de pareamento. Seguindo as recomendações da literatura, como [Caliendo & Kopeinig \(2005\)](#), [Rosenbaum \(2010\)](#) e [Gertler et al. \(2011\)](#), este trabalho usa dois diferentes métodos de pareamento, sem reposição e sem raio, a saber: o método tradicional do vizinho mais próximo (*Nearest*) e o método de [Hansen \(2004\)](#) de identificação ótima do pareamento (*Optimal Matching*).

Destaca-se que o método tradicional do vizinho mais próximo escolhe, um por vez, o correspondente do grupo de controle mais próximo para cada unidade tratada, sem tentar minimizar uma medida de distância global. Já o *optimal matching* encontra as amostras correspondentes com a menor distância absoluta média entre todos os pares correspondentes.

4.2 Survival Analysis

A segunda metodologia empregada neste artigo consistiu na abordagem de análise de sobrevivência (*Survival Analysis*), também conhecida como análise de duração, para medir os possíveis efeitos da política de reserva de vagas sobre a probabilidade de sobrevivência dos alunos da UFPB. Os modelos dedicados aos estudos de questões de sobrevivência temporal já tem uma literatura estabelecida e consolidada dentro da estatística e da econometria ([COX; OAKES](#),

1984; KALBFLEISCH; ROSS, 1980; LANCASTER, 1992; MENEZES-FILHO; PICCHETTI, 2000; CAMERON; TRIVEDI, 2005).

O modelo de sobrevivência possui como variável de interesse o tempo transcorrido até a ocorrência de um determinado evento, de maneira que um indivíduo transita de um estado para outro após a ocorrência deste evento, sendo denominado como “falha”. De outro modo, as análises de duração estimam o período transcorrido entre o evento inicial, no qual o indivíduo assume um estado em particular, até correr a falha. Ou seja, quando o agente deixa o estado inicial e ocupa um novo. Normalmente, essa modelagem avalia a relação entre o tempo de sobrevivência dos indivíduos (WOOLDRIDGE, 2010; CAMERON; TRIVEDI, 2005; FOX; WEISBERG, 2011)

O período temporal transcorrido entre a origem e a falha é denominado por $T \geq 0$, que pode assumir um valor particular t . Nesse estudo, a falha adotada foi o abandono do curso. As conclusões obtidas a partir do modelo são fornecidas através da função de sobrevivência e da função de risco, dadas em função de T . A função de sobrevivência, $S(t)$, indica a probabilidade do aluno, ingressante na UFPB em 2010 e 2011, cotista e não cotista, de sobreviver no seu curso além do tempo t , dado que ele permaneceu até aquele instante. Já a função de risco, $\lambda(t)$, fornece a probabilidade de que o evento de falha (abandono) ocorra, em um dado intervalo de tempo, considerando o fato de que o abandono não ocorreu até aquele momento.

A função de distribuição cumulativa da variável aleatória T é denotada por $F(t)$, e é definida como a probabilidade de um evento ocorrer até o tempo t , $F(t) = Pr[T \leq t]$ para $t \geq 0$ (CAMERON; TRIVEDI, 2005). Logo, a função de sobrevivência, $S(t)$, é um conceito complementar da função de distribuição cumulativa, $F(t)$:

$$S(t) = 1 - Pr[T \leq t] = 1 - F(t) = Pr[T > t] \quad (4)$$

Nos termos da análise proposta, a função de sobrevivência, $S(t)$, informa a probabilidade de que um estudante continue no curso por um período maior que t , o período de abandono, sendo descrito por:

$$S(t) = Pr[T > t] \quad (5)$$

Por sua vez, a função de risco é expressa pela razão entre a probabilidade que a falha (abandono) ocorra no intervalo $[t, t + h)$ e a variação de tempo h , condicionada ao fato de que o aluno permaneceu estudando até t , quando o limite $t \rightarrow 0$. Menezes-Filho & Picchetti (2000) e Wooldridge (2010) destacam que a função de risco representa uma probabilidade condicional avaliada em cada período (instante) no tempo. Em suma, a função de risco corresponde à probabilidade de que o estudante abandone o curso o qual ingressou na UFPB, condicionado ao fato de ter sobrevivido até t . A função de risco pode ser representada como:

$$\lambda(t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{Pr[t \leq T < t + h | T \geq t]}{h} \quad (6)$$

4.2.1 Cox Proporcional Hazard Model

Ante as diversas abordagens do modelo de duração, o modelo de sobrevivência adotado para estimar a probabilidade de sobrevivência dos alunos da UFPB foi o Modelo de Risco Proporcional de Cox (*Cox proportional hazard model*). O referido modelo é considerado como uma das principais instrumentos de análise de duração (COX; OAKES, 1984; ZHOU, 2001; FOX; WEISBERG, 2011) e é constantemente utilizado nas mais diversas áreas de estudo para modelar a distribuição do tempo de sobrevivência.

Dessa maneira, o objetivo principal do modelo é investigar a relação entre a distribuição do tempo de duração e as covariáveis. Uma vez que o modelo de Cox é considerado uma abordagem semi-paramétrica, este foi escolhido por ser um método mais flexível e por se adequar melhor às relações complexas existentes nas escolhas dos estudantes quando estes estão cursando o ensino superior na UFPB.

Este modelo admite uma função de risco constante, o que implica em uma função de distribuição exponencial do tempo de sobrevivência. Em geral, a análise da distribuição do tempo de sobrevivência e a relação entre as covariáveis, x_i , resulta em uma relação linear do logaritmo do risco nas covariáveis, ou em um modelo multiplicativo do risco:

$$\log \lambda_i(t) = \alpha(t) + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} \quad (7)$$

ou, de forma equivalente:

$$\lambda_i(t) = \lambda_0(t) \exp(\beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik}) \quad (8)$$

em que $\lambda_i(t)$ é o modelo ser estimado; os parâmetros (β_k) medem o efeito individual de cada covariável sobre a distribuição do tempo de sobrevivência, e são estimados pelo método de máxima verossimilhança; e, por fim, λ_0 representa a função base de risco (*baseline hazard*), em razão que $\lambda_i(t) = e^\alpha \rightarrow \log \lambda_i(t) = \alpha$, com $\alpha(t) = \lambda_0(t)$. Este último termo refere-se ao valor do risco se todos os x_{is} são iguais a zero, de modo similar aos modelos de regressão linear convencionais, ou seja, representa o termo de intercepto da função. Tomando duas observações, i e i' , como valores diferentes de x_i , os respectivos regressores lineares são dados por:

$$\begin{aligned} \eta_i &= \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} \\ \eta_{i'} &= \beta_1 x_{i'1} + \beta_2 x_{i'2} + \dots + \beta_k x_{i'k} \end{aligned} \quad (9)$$

Logo, independente de t , a razão de risco proporcional para ambas as observações é descrita por:

$$\frac{\lambda_i(t)}{\lambda_{i'}(t)} = \frac{\lambda_0(t) e^{\eta_i}}{\lambda_0(t) e^{\eta_{i'}}} = \frac{e^{\eta_i}}{e^{\eta_{i'}}} \quad (10)$$

Nesse sentido, pode ser inferido que diferentes indivíduos têm funções de risco proporcionais entre si, e que a razão entre elas não varia ao longo do tempo. Como exemplo, pode-se supor que a taxa de risco do indivíduo i é duas vezes maior em relação ao indivíduo i' , então esta proporção deve se manter constante para todo t . Por isso, o modelo de risco de Cox é denominado como um modelo de risco proporcional.

Por fim, o coeficiente exponencial estimado, $\exp(\beta_i)$ é denominado de taxa de risco (*Hazard Ratio*, HR) e representa o efeito individual do fator correspondente, i , sobre a distribuição do tempo de sobrevivência. O β_i maior que zero, equivale a uma taxa de risco maior que um e infere que quando o valor da i -ésima covariável aumenta, eleva a probabilidade de ocorrência da falha, estando associada a uma menor taxa de sobrevivida.

5 Base de Dados e Descrição das Variáveis

A base de dados utilizada nesta pesquisa é oriunda da Superintendência de Tecnologia da Informação (STI) da Universidade Federal da Paraíba (UFPB), para os anos de entrada de 2010 e 2011. Ressalta-se que em 2010, conforme o Edital N° 40/2010 da Comissão Permanente do Concurso Vestibular (Coperve) da UFPB, foi instituído para início em 2011 o sistema de reserva

de vagas no processo seletivo para ingresso na instituição. A justificativa para não usar apenas os ingressantes de 2011 se atém ao objetivo de minimizar o viés de seleção.

A estratégia consistiu em adotar um grupo de discentes que se matriculou na UFPB em 2010 para compor o grupo de controle, uma vez que não existia o programa neste ano, de modo a minimizar o viés causado pelo processo de autoseleção. Assim, a construção do grupo de controle considera discentes não cotistas que matricularam-se na UFPB em 2010 e 2011, enquanto que o grupo de tratamento é formado pelos docentes cotistas que ingressaram na universidade apenas em 2011.

Tendo em vista as informações disponíveis na base de dados, o vetor de características observáveis, X , utilizado nos métodos de pareamento contempla variáveis associadas aos critérios de elegibilidade da política de cotas da UFPB, bem como a fatores que explicam os indicadores de impacto. O vetor X foi construído com o intuito de desenvolver o contrafactual do resultado dos discentes que ingressaram na instituição por meio da política afirmativa de reserva de vagas. A seguir, tem a descrição das covariadas que compõem o vetor utilizado neste estudo:

- Tratamento: *Cota* é uma *dummy* que busca comparar os indicadores entre o grupo de cotistas – grupo de tratamento que assume valor 1 quando o estudante ingressa na UFPB por meio da política afirmativa (escola pública e raça) – e o grupo de não cotistas – grupo de controle ou contrafactual que assume valor 0 quando os estudantes são elegíveis ao programa, mas vinculam-se à universidade por meio de ampla concorrência;
- Características individuais para a elegibilidade da política de cotas: como já foi descrito na Seção 3, poderiam se inscrever no programa de cotas na UFPB apenas os candidatos egressos do ensino público, e egressos do ensino público autodeclarados negros ou pardos. Logo, as variáveis que captam esses comportamentos são *Escola Pública* e *Raça*, respectivamente. Ambas são variáveis binárias, *dummies*, e no caso de serem iguais a 1 então os discentes estudaram em escolas públicas e se autodeclararam brancos;
- Variáveis que captam o comportamento pós ensino médio: com o intuito de perceber a relação entre o tempo que o indivíduo termina o ensino médio e a demanda em relação ao ensino superior, principalmente no que se refere a forma seriada de admissão local, através do PSS, foi adotado a variável *Tempo de conclusão do ensino médio*. Também foi utilizada a variável *Média do vestibular* para compreender o desempenho inicial dos alunos ingressantes e a relação com a variável de tratamento;
- Naturalidade: a variável *Natural da Paraíba* é uma *dummy* que busca mensurar se há dependência entre o indivíduo que é natural do estado, quando assume valor igual a 1, e a demanda por participar da política de reserva de vagas na UFPB;
- Fatores socioeconômicos: dado que os estudantes que possuem acesso à plataformas online tenderiam a participar de outros processos seletivos, a variável *Acesso à internet* é adotada para mensurar o impacto de acesso às estruturas virtuais sobre o estudante participar ou não do programa de cotas. Por sua vez, a variável *Renda até dois salários mínimos* é um forte indicador da condição econômica dos estudantes e da sua família.
- *Background* familiar e atributos individuais: seguindo a literatura sobre economia da educação, mais especificamente no ensino superior, [Sampaio et al. \(2011\)](#) afirmam que características que mensuram a estrutura familiar são fundamentais para entender o comportamento dos estudantes nas universidades. Neste estudo, foram adotados as variáveis *dummies Pai com ensino superior* e *Mãe com ensino superior* relacionados ao *background*

familiar. No caso de tais variáveis serem iguais a 1, os pais possuem ensino superior. Outro regressor incluído foi variável binária *Sexo* para os atributos individuais, que assume valor 1 se estudante é do sexo feminino;

- Fatores relacionados às escolhas no ensino superior: *Turno* é uma variável *dummy* que busca identificar se o estudante que cursa o ensino médio à noite teve maiores chances de optar pelo ingresso na UFPB pela política de cotas. Do mesmo modo, foram adotadas *dummies* para cada grande área de conhecimento ofertada pela universidade, as quais buscam captar a relação entre demanda por curso e possibilidade de escolha em concorrer como cotista. As grandes áreas abordadas foram: (1) Ciências agrárias; (2) Ciências biológicas, área base na análise; (3) Ciências da saúde; (4) Ciências exatas de da terra; (5) Ciências Humanas; (6) Ciências sociais aplicadas; (7) Engenharias; (8) Linguística, letras e artes; e (9) Outras.

6 Resultados

Os resultados apresentados nesta seção referem-se aos possíveis efeitos da política afirmativa de reserva de vagas sobre o indicador de esforço, medido pelo CRA relativo, e sobre as taxas de abandono durante o período de permanência no curso da UFPB. Para investigar este efeito, as abordagens não-experimentais, PSM, MDM e CTA, foram utilizadas para identificar a magnitude e a direção dessa intervenção no processo de desempenho educacional dos discentes.

Para fins de mensuração com o menor viés possível, é de suma importância a identificação de um grupo de alunos ingressantes com características similares àqueles que entraram na universidade pelo novo sistema de reserva de vagas. A não participação na política não é suficiente para que os estudantes possam ser alocados no grupo de controle, dado que estes podem ter características muito distintas das dos cotistas, de modo a não representarem uma situação de cotafactual.

Dessa maneira, esta seção apresenta os principais elementos que subsidiam as discussões dos efeitos do aluno ser ou não cotista sobre o esforço e o abandono no ensino superior na Paraíba, no período em estudo. Assim, as subseções a seguir exibem os resultados sobre o grau de ajustamento dos modelos de pareamento, o efeito médio das cotas e o seu impacto nas taxas de abandono a partir de um modelo de sobrevivência.

6.1 Análise do Grau de Ajuste do Pareamento

A Tabela 1 apresenta os resultados obtidos para o modelo *logit*, tendo como objetivo identificar os efeitos de características observáveis sobre a decisão de participar do sistema de cotas. Sendo assim, a variável dependente do modelo é se o aluno é ou não cotista, enquanto que as variáveis explicativas são aquelas descritas na Seção 5. Destaca-se que dentre os métodos de pareamento adotados para a construção do grupo de controle, a metodologia PSM demanda parametrizar o cálculo do escore de propensão.

As características observáveis incluídas no modelo, e descritas na Tabela 1, revelam que a variável que indica se o aluno veio de escola pública apresentou uma maior chance do candidato, em 2011, aderir ao sistema de concorrência de vagas como cotista. Este resultado já era esperado, uma vez que os critérios para participar da política afirmativa na UFPB estabelece que os alunos tenham cursado o ensino médio, e pelo menos três anos do ensino fundamental, em escolas de rede pública de ensino, de modo a concorrer separadamente para 25% do total de vagas ofertadas pela Universidade. Sendo assim, é considerada o principal fator de motivação para que o aluno tenha escolhido ser cotista na análise.

Tabela 1 – Estimação do *propensity score* para o ano de entrada 2011.
Modelo de probabilidade *logit*.

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Odds Ratio
Intercepto	-0,369	0,551	0,69
1. Raça	-0,127	0,071	0,88
2. Renda até dois SM	0,237**	0,083	1,26
3. Escola pública	2,254***	0,128	9,52
4. Média do vestibular	-0,004***	0,000	0,99
5. Turno	-0,143	0,085	0,86
6. Tempo de conclusão do EM	-0,080***	0,013	0,92
7. Acesso à internet	-0,374***	0,072	0,68
8. Pai com ensino superior	-0,526***	0,155	0,59
9. Mãe com ensino superior	-0,702***	0,131	0,49
10. Sexo	-0,273***	0,073	0,76
11. Natural da Paraíba	-0,103	0,133	0,90
Grandes Áreas de Conhecimento			
Ciências Agrárias	-0,347	0,287	0,70
Ciências da Saúde	0,680*	0,279	1,97
Ciências Exatas e da Terra	-0,377	0,282	0,68
Ciências Humanas	-0,287	0,271	0,75
Ciências Sociais Aplicadas	-0,188	0,263	0,82
Engenharias	0,910**	0,279	2,48
Linguística, Letras e Artes	0,050	0,268	1,05
N		7.194	
Count R ²		46%	

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do STI/UFPB.

Nota: Níveis de significância: *10%, **5% e ***1%.

Outra informação que reforça esta análise advém da variável renda com até dois salários mínimos. Quanto menor a renda do domicílio, maiores as chances de os alunos estudarem em escolas públicas e, conseqüentemente, demandarem vagas direcionadas para cotistas. Logo, como verificado na Tabela 1, a família possuir uma renda de até dois salários mínimos aumenta as chances de participar do vestibular nas vagas reservadas para cotistas. Ainda que pelo modelo de estimação do escore de propensão a variável raça não tenha se mostrado significativa na análise, a sua utilização é de grande importância para determinar o desempenho acadêmico, pois 56% dos 25% das vagas no processo seletivo para candidatos vindos de escolas públicas são reservadas para negros e pardos no vestibular da UFPB em 2011.

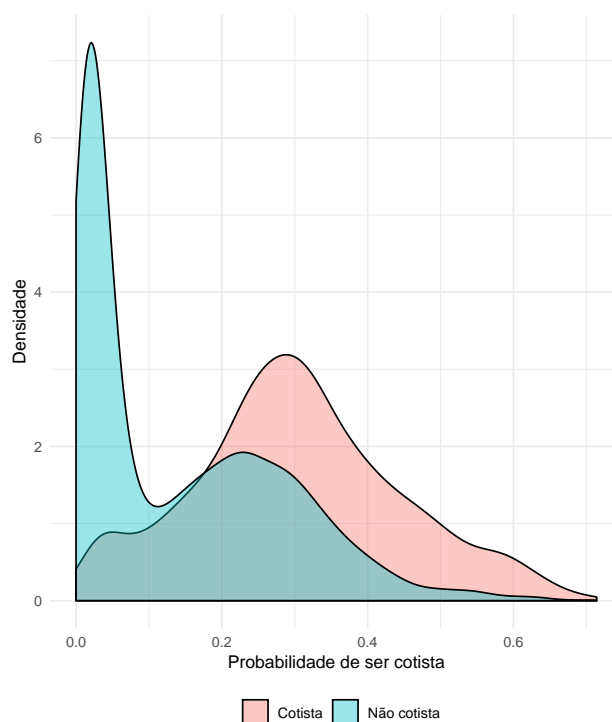
Por sua vez, o tempo médio de conclusão do ensino médio, assim como a variável de nota do vestibular, estão associadas a menores chances de opção pelo sistema de reserva de vagas. Algumas variáveis que captam o *background* familiar também se mostram negativamente relacionadas com a probabilidade de ser cotista. As variáveis correspondentes à escolaridade dos pais indicam chances menores de o discente optar pelo sistema de reserva de vagas para os filhos. No mais, os indivíduos do sexo feminino são menos propensos a demandarem a política afirmativa, enquanto que ser natural do estado da Paraíba e ter feito o ensino médio no período noturno não aparentam ter efeito significativo.

Com relação às *dummies* de grandes áreas de conhecimento, embora a maioria não tenha se mostrado estatisticamente significativa, são importantes na análise para entender o comportamento das preferências dos alunos por cursos e os seus esforços em cada um deles. Os resultados encontrados sugerem que os estudantes que demandam cursos das grandes áreas de Engenharias e Ciências da Saúde apresentam chances maiores de optar pela concorrência no sistema de cotas. Uma possível explicação advém do fato dessas áreas possuírem os cursos

mais concorridos, como, por exemplo, os cursos de medicina e as engenharias.

No intuito de melhor explorar algumas evidências já apresentadas, a Figura 1 ilustra os resultados a partir da distribuição do escore de propensão entre os ingressantes por cotas e por livre concorrência, ou não cotistas. A Figura revela que há diferenças estatísticas significantes entre as duas distribuições estimadas para o período. Em resumo, é possível observar uma maior concentração de massa de probabilidade à esquerda na distribuição para os alunos não cotistas.

Figura 1 – Sobreposição das curvas de densidade do escore de propensão



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do STI/UFPB 2010-2011.

Por outro lado, a característica bimodal da distribuição para o grupo de controle também revela a presença de um grupo de alunos que apresenta um comportamento mais à direita da distribuição, ou seja, um grupo semelhante ao grupo de alunos cotistas, representada pela curva que evidencia uma maior concentração de massa de probabilidade para a direita. Dessa maneira, há uma sobreposição considerável entre as duas curvas do escore de propensão possibilitando uma justificativa para a comparação entre os dois grupos. Nesse cenário, após a análise dos resultados do modelo *logit*, é de suma importância testar o balanceamento das características observáveis dos alunos ingressantes pelos dois sistemas de concorrência de vagas no ensino superior na Paraíba.

Sendo assim, a Tabela 2 apresenta a média para cada um dos fatores observáveis dos alunos pertencentes aos dois grupos, bem como o resultado do teste de diferença de médias (teste t) entre estes grupos. Verifica-se que não há diferenças significativas entre cotistas e não cotistas após o pareamento, indicando que o balanceamento foi bem-sucedido. Como ressaltado por [Caliendo & Kopeinig \(2005\)](#), [Rosenbaum \(2010\)](#), [Gertler et al. \(2011\)](#), é fundamental que a hipótese de balanceamento seja atendida em sua totalidade, com os grupos de controle e tratamento exibindo, em média, as mesmas características observáveis, para que o modelo de pareamento de fato seja considerado efetivo e seja possível a realização da análise contrafactual.

Tabela 2 – Teste de balanceamento das covariadas antes e após o pareamento por PSM, 2011.

Variável	Não Pareado			Pareado		
	Cotista	Não Cotista	Diferença	Cotista	Não Cotista	Diferença
1, Raça	0,41	0,49	-0,07*	0,41	0,44	-0,02
2, Renda até dois SM	0,72	0,42	0,30*	0,72	0,70	0,02
3, Escola Pública	0,93	0,48	0,45*	0,93	0,92	0,01
4, Média do vestibular	502,87	532,21	-29,34*	502,87	503,72	-0,85
5, Turno	0,34	0,31	0,03	0,34	0,32	0,01
6, Tempo de conclusão do EM	2,73	2,71	0,01	2,73	2,65	0,08
7, Acesso à Internet	0,53	0,73	-0,20*	0,53	0,57	-0,04
8, Pai com Ensino Superior	0,04	0,25	-0,20*	0,04	0,03	0,02
9, Mãe com Ensino Superior	0,07	0,31	-0,24*	0,07	0,07	0,00
10, Sexo	0,58	0,63	-0,05*	0,58	0,59	-0,00
11, Natural da Paraíba	0,88	0,88	0,00	0,88	0,87	0,01
Grandes Áreas de Conhecimento						
Ciências Agrárias	0,07	0,07	0,01	0,07	0,07	0,00
Ciências da Saúde	0,22	0,18	0,03	0,22	0,23	-0,01
Ciências Exatas e da Terra	0,04	0,05	-0,01	0,04	0,03	0,00
Ciências Humanas	0,16	0,21	-0,05*	0,16	0,18	-0,01
Ciências Sociais Aplicadas	0,20	0,22	-0,03	0,20	0,19	0,01
Engenharias	0,10	0,09	0,00	0,10	0,12	-0,03
Linguística, Letras e Artes	0,19	0,16	0,03	0,19	0,17	0,02

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do STI/UFPB.

Nota: *p-valor<0,05. Teste de diferenças de média entre cotista e não cotista (hipótese nula: diferença de média igual a zero).

6.2 Efeitos da Política Afirmativa de Cotas

Esta seção discute os resultados dos modelos de pareamentos, tendo como variável de interesse o CRA relativo, que representa o esforço dos discentes no curso escolhido nos processos seletivos de 2010 e 2011. A Tabela 3 apresenta o efeito do discente ter ingressado na universidade por meio do sistema de cotas, considerando diferentes algoritmos de pareamento. Tem-se, portanto, os resultados por PSM, MDM e CTA, via método de vizinho mais próximo (*Nearest Neighbor*) e identificação ótima (*Optimal*).

Os modelos foram estimados pelos métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Regressão Quantílica (RQ). Este último possibilita compreender os efeitos de ser cotista sobre o esforço dos discentes para os n-ésimos quantis da distribuição condicional. Nessa análise, foram enfatizados apenas os quantis 0.25 e 0.75 (modelos 2 e 3, e 5 e 6) os quais representam as alunos com piores e melhores CRA relativo, respectivamente.

Verifica-se que os ATTs apresentados na Tabela 3 se mostraram estatisticamente significativos para todos os modelos, com a direção do efeito permanecendo a mesmo independentemente do método de pareamento adotado. A relação negativa em todos os parâmetros estimados indica que o aluno ser cotista reduz o seu rendimento no curso escolhido da UFPB, em comparação ao rendimento dos alunos que ingressaram pelo sistema de ampla concorrência. Ademais, na análise por quantis, os resultados sobre o esforço dos estudantes apontam que a maior redução ocorre para aqueles com CRA relativo no topo da distribuição de desempenho.

Essa evidência suscita reflexões sobre a relação entre a média de entrada dos discentes no ensino superior, mensurada por meio da variável de média no vestibular, e o nível de rendimento dentro da universidade, medido pelo CRA relativo. NA UFPB, a nota média de entrada no PSS dos alunos cotista é inferior aos dos alunos não cotistas, o que torna mais provável que o impacto seja menor, em média, para níveis mais baixos do CRA, uma vez que tais discentes são mais homogêneos em termos de conhecimentos acumulados.

Tabela 3 – Efeitos da política de cotas (ATT) sobre a variável de esforço (CRA relativo)

	<i>Nearest</i>			<i>Optimal</i>		
	OLS	Quantile Regression		OLS	Quantile Regression	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Propensity score matching	-6,025*** (1,717)	-5,143*** (1,247)	-7,524** (2,967)	-7,090*** (1,685)	-3,359*** (1,268)	-7,800** (3,269)
Mahalanobis matching	-4,275** (1,789)	-3,133** (1,487)	-6,631** (2,902)	-11,086*** (1,745)	-5,926*** (1,587)	-13,737*** (3,294)
Classification trees	-5,762*** (1,687)	-5,790*** (1,293)	-6,297** (2,605)	-8,125*** (1,687)	-4,815*** (1,265)	-10,068*** (3,127)

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do STI/UFPB.

Nota: Níveis de significância: *10%, **5% e ***1%.

Os achados deste trabalho estão em linha com outros estudos empíricos e se relacionam ao *achievement gap* e à hipótese de *mismatch* discutidos em estudo como os de Sowell (2004), Sander (2004), Ferman & Assunção (2005), Hickman (2009), Bertrand *et al.* (2010) e Mendes Junior *et al.* (2016). Arcidiacono *et al.* (2011) frisam em sua pesquisa que as políticas de ações afirmativas no ambiente educacional selecionam grupos minoritários despreparados, de modo que há uma incompatibilidade (*mismatch*) entre os beneficiários do programa (discentes cotistas) dos demais alunos, ficando claro a desigualdade no desempenho e no esforço entre os dois grupos.

A Tabela 4 apresenta o efeito do tratamento estratificado por cursos da UFPB com maior frequência relativa de cotistas, bem como por grandes áreas do conhecimento. Nesse caso, por simplificação, apenas a técnica de pareamento por PSM foi adotada. Novamente, ocorre o mesmo comportamento observado na Tabela 3 acerca do efeito das cotas sobre o CRA relativo, com uma ressalva para as variações nos níveis de significância estatística dos coeficientes estimados.

No que se refere às análises por cursos, não foi encontrado efeito significativo, indicando que não há diferença de esforço entre os discentes tratados e controles. Por outro lado, na análise por grandes áreas de conhecimento, alguns coeficientes foram estatisticamente significativos a pelo menos 10%, mas seus impactos se tornaram bastante heterogêneos em termos de magnitude. Os destaques ficaram para as seguintes quatro grandes áreas: "Linguística, Letras e Artes", "Engenharias", "Ciências Humanas" e "Ciências da Saúde". Em todos os casos contemplados, ser cotista implica em uma redução do CRA relativo. A diferença agora é que não mais os alunos com melhor posição na distribuição do CRA relativo são necessariamente os mais afetados pela intervenção.

Como também já fora discutido anteriormente, de acordo com as informações da Coperve em 2010, algumas dessas áreas de conhecimento detinham os cursos que receberam os maiores níveis de concorrência na UFPB. Nas Ciências da Saúde, os cursos de Medicina, Nutrição, Odontologia e Enfermagem possuem elevados níveis de concorrência. Nas Engenharias, destaque para Engenharia Civil e Engenharia de Produção. Já nas Ciências Humanas, o curso de Direito desponta com a maior concorrência. Dessa maneira, é válido destacar que os mecanismos causais que eventualmente estão por trás dos resultados encontrados nas estimações podem ser diferentes entre os cursos de maior e menor concorrência, de modo a sinalizar a dedicação dos alunos dentro da universidade.

Tabela 4 – Efeitos da política de cotas (ATT) sobre a variável de esforço por cursos e grandes áreas do conhecimento

	<i>Nearest</i>			<i>Optimal</i>		
	OLS	Quantile Regression		OLS	Quantile Regression	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Propensity score matching						
Cursos						
Direito	-0,143 (2,019)	0,678 (3,948)	-3,472 (3,899)	-1,938 (1,832)	0,178 (2,679)	-3,611 (2,655)
Administração	-5,630 (6,759)	-3,435 (9,127)	-6,690 (9,002)	0,880 (5,625)	-3,435 (13,504)	-1,627 (4,921)
Pedagogia	-5,847 (3,479)	-5,607 (6,630)	-4,679 (4,161)	-4,841 (2,960)	-5,910 (7,340)	-3,082 (3,488)
Áreas do Conhecimento						
Ciências Sociais Aplicadas	-5,872 (4,211)	-1,392 (3,273)	-12,229 (8,678)	-5,760 (3,664)	-1,487 (3,076)	-10,288 (7,302)
Linguística, Letras e Artes	-10,026*** (3,442)	-0,100 (2,531)	-24,468*** (6,717)	-5,607* (2,985)	0,853 (2,634)	-16,226*** (4,996)
Engenharias	-15,926* (8,081)	-20,657*** (6,356)	-15,712* (8,904)	-13,069** (6,490)	-19,460*** (7,232)	-18,716** (8,727)
Ciências Humanas	-6,877*** (2,318)	-4,453 (2,750)	-8,465** (3,247)	-4,456** (2,150)	-4,851** (2,305)	-4,631 (3,396)
Ciências da Saúde	-6,226*** (1,594)	-4,561 (3,144)	-9,464*** (2,018)	-6,014*** (1,483)	-6,652** (2,643)	-8,091*** (1,967)
Ciências Exatas e da Terra	2,028 (21,490)	-4,414 (15,907)	-10,353 (53,694)	9,082 (20,194)	6,343 (15,568)	-5,668 (65,606)

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do STI/UFPB.

Nota: Níveis de significância: * 10%, **5% e ***1%.

6.3 Efeitos das Cotas a partir da Análise de Sobrevida

Após estimar o efeito das cotas sobre a variável de esforço, o passo seguinte consistiu em empregar o modelo de duração de risco proporcional de Cox, ponderado pelo PSM, para avaliar o efeito da intervenção sobre a probabilidade de sobrevivência na UFPB. Cabe destacar que o impacto da política de reserva de vagas sobre a variável de taxa de abandono poderia ser estimada da mesma forma como foi com a variável de esforço. Contudo, a taxa de abandono é considerada uma variável de natureza diferenciada, no sentido de que pode acontecer em diferentes períodos, ou seja, de semestre a semestre. Sendo assim, há custos distintos para o discente a depender do semestre em que ele decida abandonar. Por exemplo, um aluno que abandona o curso no primeiro semestre tem um custo diferente daquele que o faz no último ou penúltimo semestre.

Dessa maneira, o presente estudo inova ao investigar o efeito da política de cotas em uma universidade pública brasileira com a seguinte proposta: integrar o PSM ao modelo de Cox, de modo a considerar a amostra pareada entre os grupos de cotistas e não cotistas. Sendo assim, os modelos de duração aqui estimados avaliam o tempo de sobrevida dos estudantes, desde o seu ingresso na UFPB por meio do sistema de cotas até o abandono do curso escolhido. O período da análise longitudinal dos discentes vai desde o primeiro semestre de 2011 (2011.1) até o primeiro semestre de 2018 (2018.1).

Os coeficientes das regressões e a *hazard ratio* (razão de risco) estimados sobre as taxas de abandono dos discentes, em relação ao efeito do tratamento, estão apresentados na Tabela 5. O efeito das cotas sobre o risco de abandono do aluno, ou sobre a taxa de sobrevivência, foi

avaliado através de duas estratégias empíricas, representadas pelos modelos (1) e (2). O modelo básico, (1), foi estimado sem considerar a dependência temporal do conjunto das variáveis de controle, analisando-se apenas o efeito da política. Já a estratégia de dependência temporal, modelo (2), analisa o efeito das cotas sobre a margem extensiva da probabilidade de sobrevivência dos discentes da UFPB, considerando o seguinte conjunto de covariadas no modelo de regressão: o CRA relativo, a média de entrada no vestibular, e as variáveis binárias de sexo, raça e curso trancado. Logo, este último modelo permite aproveitar melhor o conjunto dos dados longitudinais para investigação dos efeitos das cotas.

Tabela 5 – Resultados do modelo de regressão de Cox.

Tratamento	Modelo Básico	Dependência Temporal
	(1)	(2)
Coefficiente	-0,076**	-0,194***
IC (95%)	(0,031)	(0,031)
Hazard ratio	0,927***	0,823***
IC(95%)	(0,867, 0,987)	(0,762, 0,885)
Covariadas		
Fixas	Sim	Sim
Variáveis	Não	Sim
N	17.550	17.436
R²	0.0003	0.170

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do STI/UFPB.
Nota: Níveis de significância: *10%, **5% e ***1%.

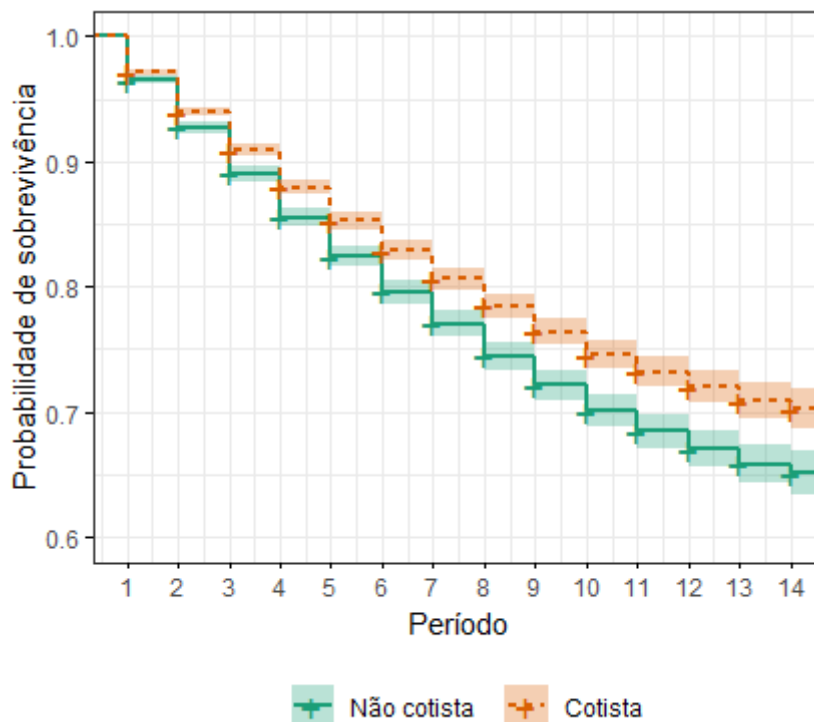
Inicialmente, observa-se que os coeficientes de ambos os modelos apresentaram significância estatística e sugerem um efeito de redução no risco de abandono. Mais precisamente, no que se refere ao modelo básico, ingressar na UFPB por meio da política de cotas reduz o risco de abandono do estudante em aproximadamente 7,3% $(0,927 - 1) * 100$). Já com relação à estratégia de dependência temporal, o qual apresenta a especificação mais completa da análise, a adesão à política afirmativa reduz em 17,7% $(0,823 - 1) * 100$) o risco do aluno desistir do ensino superior naquele período.

Como o modelo (1) desconsidera as mudanças das características dos estudantes que podem vir a afetar seu desempenho na universidade ao longo do tempo, e que sinalizam a variação do comportamento do aluno semestre a semestre, pode-se afirmar que este superestima o efeito da política de cotas. No entanto, apesar das mudanças de magnitude dos coeficientes estimados nos dois cenários, verifica-se que em ambos os casos os coeficientes foram negativos e estatisticamente significantes a pelo menos 5%.

Por meio do ajuste no modelo (2) da Tabela 5, a predição da sobrevivência dos alunos por período letivo e por *status* de tratamento, entre 2011.1 e 2018.1, pode ser visualizada na Figura 2. Esta apresenta a curva da sobrevivência dos discentes da UFPB, supondo-se alterações comportamentais médias nas variáveis explicativas contínuas e proporcionais nas dicotômicas, relacionadas à mudança no comportamento da variável de tratamento. Diante disso, é possível avaliar o padrão de ocorrência da “falha” (abandono) para os grupos de controle (não cotista) e tratamento (cotista).

A Figura 2 evidencia que a probabilidade de sobrevivência dos alunos não cotistas é inferior à dos cotistas, sugerindo que ser cotista reduz o abandono no ensino superior na UFPB. Visto também que não há interseção entre os intervalos de confiança, pode-se inferir que a diferença entre as probabilidades de sobrevivência dos grupos de controle e tratamento são estatística-

Figura 2 – Proporção de Sobrevivência dos alunos da UFPB por período e por status de cotas (2010-2017)



Fonte: Elaboração própria a partir das estimativas da Tabela 5, modelo 7.

Nota: Intervalo de confiança representado pelas áreas sombreadas, para um nível de 95% de confiança.

mente significativas. Esta evidência ratifica as conclusões encontradas por [Mendes Junior et al. \(2016\)](#), os quais afirmaram que alunos ingressantes pelo sistema de reserva de vagas possuem maiores estímulos para persistir no curso.

A correlação positiva entre o discente ser cotista e a redução do risco de abandono também pode ser visualizada ao se analisar o comportamento da inclinação das curvas de sobrevivência nos dois grupos em estudo. A curva de probabilidade de sobrevida do grupo de alunos não cotistas é mais inclinada do que a curva que representa o grupo de alunos cotistas, sinalizando que o declínio da probabilidade de sobrevivência do grupo de tratamento ocorre a uma taxa inferior quando comparada ao decréscimo observado na curva do grupo de controle.

Ainda com base nas previsões do modelo de regressão de Cox, modelo (2) da Tabela 5, a Tabela 6 apresenta o efeito das cotas em termos das diferenças nas probabilidades de sobrevida entre os alunos tratados e não tratados, por período incremental. É importante lembrar que os dois grupos, tratamento e controle, estão sendo comparados inicialmente em dois períodos diferentes: 2010, onde não existia a política de cotas, e 2011, no qual já existia.

Pelos resultados da Tabela 6, tem-se que a diferença de probabilidade ao longo do tempo, por 15 períodos, foi estatisticamente significativa a 5%, e que o efeito do programa cresce de forma contínua ao longo dos semestres. No sétimo período, por exemplo, o que equivale a três anos e meio de curso, o tempo médio de sobrevida dos discentes cotistas é 3,6% superior em relação àqueles que ingressaram na UFPB pela ampla concorrência. Quando se observa o décimo quarto semestre, a probabilidade média de sobrevivência dos cotistas equivale a 70%, enquanto que para os não cotistas é de 65%. Em suma, os resultados indicam que o programa de reserva de vagas tende a proporcionar oportunidade para os alunos que apresentam maiores

chances de sobrevivência no longo prazo.

Tabela 6 – Probabilidade de sobrevivência dos alunos da UFPB por período incremental e por *status* de cotas.

Tempo (Período)	Tratamento		Controle		Efeito (%)
	Probabilidade	Erro-padrão	Probabilidade	Erro-padrão	
1	97,12	0,120	96,52	0,147	0,603*
2	93,94	0,202	92,69	0,250	1,247*
3	90,88	0,278	89,04	0,345	1,840*
4	87,94	0,351	85,56	0,436	2,384*
5	85,27	0,420	82,42	0,523	2,856*
6	82,85	0,485	79,58	0,604	3,268*
7	80,63	0,548	77,00	0,683	3,628*
8	78,45	0,616	74,48	0,767	3,968*
9	76,42	0,687	72,14	0,853	4,272*
10	74,59	0,761	70,05	0,941	4,534*
11	73,16	0,831	68,43	1,023	4,730*
12	71,96	0,909	67,06	1,112	4,891*
13	70,88	1,010	65,85	1,225	5,030*
14	70,25	1,117	65,14	1,345	5,109*

Fonte: Elaboração própria a partir das estimativas da Tabela 5, modelo 7.

Nota: *p-valor<0,05 para teste de igualdade de diferença das probabilidades.

7 Considerações Finais

Tendo em vista as características do novo mecanismo de admissão na Universidade Federal da Paraíba, implantado em 2011, observa-se que a política de ação afirmativa de cotas selecionou grupos de estudantes com comportamentos bastante heterogêneos, principalmente no que se refere à nota de entrada nesta IES. Tal fato traz à tona a necessidade de se compreender melhor as relações entre os discentes que ingressaram nesta instituição por meio do sistema de reserva de vagas e o seu efeito sobre indicadores educacionais. Dado que o objetivo da política é a diversificação de alunos tanto com recortes sociais quanto étnico-racial, esta pesquisa objetivou analisar os efeitos diretos e indiretos da intervenção sobre variáveis de esforço e abandono ao longo do curso.

Usando-se diferentes instrumentos de pareamento não-experimental e tendo como variável de resultado o nível de esforço medido pelo CRA relativo, observou-se que os alunos cotistas da UFPB apresentam rendimento médio significativamente inferior quando comparados aos alunos ingressantes por ampla concorrência. O impacto é ainda maior quando a análise contempla os quantis mais elevados da distribuição do CRA relativo.

Esta relação possivelmente decorre do fato de que os estudantes que compõem o grupo de cotistas são oriundos de escolas públicas e pertencentes, em sua maioria, a famílias que não tiveram condições de realizar importantes investimentos em capital humano durante a sua educação básica. Assim, estes alunos carregam um déficit educacional que o acompanha até o ensino superior. Ao serem admitidos em uma universidade onde existe os mais diferentes graus de conhecimento, não é de se estranhar que os mesmos apresentem maiores dificuldades e rendimento médio inferior.

No que se refere ao indicador de taxa de abandono, os resultados do modelo de Cox indicaram uma associação positiva entre o sistema de cotas e o acréscimo de sobrevivência. Embora os resultados deste estudo devam ser abordados cautelosamente, devido a limitação imposta

no que toca ao problema de fatores não observáveis variantes no tempo, observa-se a maior persistência dos alunos cotistas a partir da estimação da probabilidade de sobrevivência.

Essa discussão, todavia, deve considerar também se o cotista conclui o seu curso. Se o estudante cotista persistir mais na universidade, mas acabar demandando mais tempo para concluir o ensino superior, ou então não conseguir finalizá-lo, o efeito positivo na sobrevivência pode se transformar em algo negativo. Uma menor taxa de conclusão e/ou mais tempo para se formar, ou até mesmo abandonar, implica em maiores custos para a instituição na formação da mão de obra. Em outras palavras, o sistema de cotas pode aumentar os custos para a sociedade.

Por fim, é crucial que a política de cotas esteja aliada à melhoria da qualidade do ensino fundamental e médio das escolas públicas brasileiras. Somente assim o *achievement gap* poderá ser minimizado e a maior persistência se traduzirá em maiores taxas de conclusão, trazendo benefícios à sociedade. Além disso, é importante que o objetivo da ação afirmativa não se limite apenas a aumentar a diversidade dentro das IES, mas também busque garantir uma igualdade de oportunidades concreta e a redução das desigualdades sociais.

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.; AUCEJO, E. M.; FANG, H.; SPENNER, K. I. Does affirmative action lead to mismatch? a new test and evidence. *Quantitative Economics*, Wiley Online Library, v. 2, n. 3, p. 303–333, 2011.
- AYRES, I.; BROOKS, R. Does Affirmative Action Reduce the Number of Black Lawyers? *Stanford Law Review*, v. 57, n. 6, p. 1807–1854, 2005. ISSN 00389765.
- BERTRAND, M.; HANNA, R.; MULLAINATHAN, S. Affirmative action in education: Evidence from engineering college admissions in India. *Journal of Public Economics*, Elsevier B.V., v. 94, n. 1-2, p. 16–29, 2010. ISSN 00472727. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jpubeco.2009.11.003>>.
- BRASIL. Lei nº 12.711, de 29 de agosto de 2012. dispõe sobre o ingresso nas universidades federais e nas instituições federais de ensino técnico de nível médio e dá outras providências. *Diário Oficial da União*, Imprensa Nacional Brasília, v. 149, n. 169, 2012.
- CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. *IZA Working Paper n. 1588*, p. 1–32, 2005.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. [S.l.]: Cambridge university press, 2005.
- CORTES, K. E. Do bans on affirmative action hurt minority students? evidence from the texas top 10% plan. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 29, n. 6, p. 1110–1124, 2010.
- COX, D. R.; OAKES, D. Analysis of survival data. 1984. *Chapman&Hall, London*, 1984.
- DEE, T. S. Are there civic returns to education? *Journal of public economics*, Elsevier, v. 88, n. 9-10, p. 1697–1720, 2004.

- DICKSON, L. M. Does ending affirmative action in college admissions lower the percent of minority students applying to college? *Economics of Education Review*, v. 25, n. 1, p. 109–119, 2006. ISSN 02727757.
- ESTEVAN, F.; GALL, T.; MORIN, L.-P. Redistribution without distortion : Evidence from an affirmative action program at a large Brazilian university . 2016.
- FERMAN, B.; ASSUNÇÃO, J. Affirmative action in university admissions and high school students' proficiency. *XXVii Encontro Brasileiro de Econometria. Anais*, 2005.
- FOX, J.; WEISBERG, S. Multivariate linear models in r. *An R Companion to Applied Regression. Los Angeles: Thousand Oaks*, 2011.
- FRANCIS, A. M.; TANNURI-PIANTO, M. The redistributive equity of affirmative action: Exploring the role of race, socioeconomic status, and gender in college admissions. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 31, n. 1, p. 45–55, 2012.
- GERTLER, P. J.; MARTINEZ, S.; PREMAND, P. Impact evaluation in practice. 2011.
- GRAU, N. The impact of college admissions policies on the academic effort of high school students. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 65, p. 58–92, 2018.
- HANSEN, B. B. Full matching in an observational study of coaching for the sat. *Journal of the American Statistical Association*, Taylor & Francis, v. 99, n. 467, p. 609–618, 2004.
- HICKMAN, B. R. *Effort , Race Gaps and Affirmative Action: a structural policy analysis of US college admissions*. Iowa City: University of Chicago, 2009. 50 p.
- KALBFLEISCH, J. D.; ROSS, L. *The statistical analysis of failure time data*. [S.l.]: John Wiley and Sons, 1980.
- KANE, T. J. Misconceptions in the debate over affirmative action in college admissions. *Chilling admissions: The affirmative action crisis and the search for alternatives*, Harvard Education Publishing Group Cambridge, MA, p. 17–31, 1998.
- KING, G.; NIELSEN, R. *Why propensity score should not be used for matching*. Cambridge, MA: Harvard, 2016. Disponível em: <<http://gking.harvard.edu/publications/why-Propensity-Scores-Should-Not-Be-Used-Formatching>>.
- KING, G.; NIELSEN, R.; COBERLEY, C.; POPE, J. E. *Comparative Effectiveness of Matching Methods for Causal Inference*. Cambridge, MA: Harvard, 2011. 1–26 p. Disponível em: <<http://gking.harvard.edu/publications/comparative-effectiveness-matching-methods-causal-inference>>.
- LANCASTER, T. *The econometric analysis of transition data*. [S.l.]: Cambridge university press, 1992.
- LINDEN, A.; YARNOLD, P. R. Identifying causal mechanisms in health care interventions using classification tree analysis. *Journal of evaluation in clinical practice*, Wiley Online Library, v. 24, n. 2, p. 353–361, 2018.
- Mendes Junior, A. A. F.; SOUZA, A. d. M. e.; WALTENBERG, F. D. Affirmative Action and Access to Higher Education in Brazil: The Significance of Race and Other Social Factors. *Journal of Latin American Studies*, v. 48, n. 2, p. 301–334, 2016. ISSN 1469767X.

MENEZES-FILHO, N. A.; PICCHETTI, P. Os determinantes da duração do desemprego em são paulo. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2000.

MOEHLECKE, S. Ação afirmativa: história e debates no brasil. *Cadernos de pesquisa*, SciELO Brasil, n. 117, p. 197–217, 2002.

PEREIRA, J. I. R.; BITTENCOURT, M. V. L.; Silva Junior, W. S. Análise Do Impacto Da Implantação Das Cotas Na Nota Enade 2008. In: *41º Encontro Nacional de Economia (ANPEC)*. Foz do Iguaçu: [s.n.], 2013.

ROSENBAUM, P. R. *Design of Observational Studies*. New York: Springer, 2010. 1–382 p. ISBN 9781441912121.

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.

RUBIN, D. B. Using Multivariate Matched Sampling and Regression Adjustment to Control Bias in Observational Studies. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 318–328, 1979.

_____. Bias Reduction Using Mahalanobis-Metric Matching. *Biometrics*, v. 36, n. 2, p. 293–298, 1980.

SAMPAIO, B.; SAMPAIO, Y.; MELLO, E. P. G. de; MELO, A. S. Desempenho no vestibular, background familiar e evasão: evidências da UFPE. *Economia Aplicada*, v. 15, n. 2, p. 287–309, 2011.

SANDER, R. H. A systemic analysis of affirmative action in american law schools. *Stanford Law Review*, HeinOnline, v. 57, p. 367, 2004.

SOWELL, T. *Affirmative action around the world: An empirical study*. [S.l.]: Yale University Press, 2004.

STUART, E. A. Matching methods for causal inference: A review and a look forward. *Statistical Science*, v. 25, n. 1, p. 1–21, 2010. ISSN 0883-4237. Disponível em: <<http://www.pubmedcentral.nih.gov/articlerender.fcgi?artid=2943670&tool=pmcentrez&rendertype=ab>>.

STUART, E. a.; RUBIN, D. B. Best practices in quasi-experimental designs: Matching methods for causal inference. In: OSBORNE, J. (Ed.). *Best practices in quantitative methods*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications, 2007. cap. 11, p. 155–176. ISBN 9781412940658.

WINSTON, G.; ZIMMERMAN, D. Peer effects in higher education. In: *College choices: The economics of where to go, when to go, and how to pay for it*. [S.l.]: University of Chicago Press, 2004. p. 395–424.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. [S.l.]: Cambridge, Massachusetts: The MIT press, 2010.

ZHOU, M. Understanding the cox regression models with time-change covariates. *The American Statistician*, Taylor & Francis, v. 55, n. 2, p. 153–155, 2001.