

O DESEMPENHO DOS COTISTAS NO MERCADO DE TRABALHO: UMA POSSÍVEL AVALIAÇÃO DA POLÍTICA DE COTAS^{1 2}

*THE PERFORMANCE OF QUOTA HOLDERS IN THE LABOR MARKET:
A POSSIBLE ASSESSMENT OF THE QUOTA POLICY*

Ana Maria de Paiva Franco³

Elaine Toldo Pazello⁴

Fernanda Esperidião⁵

Kleber Fernandes de Oliveira⁶

RESUMO

Este trabalho analisa o desempenho dos cotistas no mercado de trabalho a partir de um levantamento amostral de egressos dos cursos de graduação da Universidade Federal de Sergipe, entre 7 de janeiro de 2020 e 5 de fevereiro de 2020. A amostra recebeu um tratamento estatístico para contornar o viés de não-respostas, e a metodologia empregada considera o contexto não experimental dos dados. Os resultados das análises indicam que os cotistas têm uma participação maior na população economicamente ativa e maiores chances de estarem desempregados, *vis a vis* à situação de seus pares de ampla concorrência. Não se observam diferenças significantes nos indicadores de ocupação, trabalho na área de formação e estabilidade do vínculo. Quanto à renda do trabalho, as regressões quantílicas mostram que os cotistas se saem pior nos percentis superiores de rendimento, com desvantagem salarial de cerca de 25%.

Palavras-chave: Políticas Afirmativas, Cotas, Mercado de trabalho, Desigualdades salariais.

JEL: J15, I24, I25.

ABSTRACT

This work analyzes the performance of quota holders in the job market based on a sample survey of graduates of undergraduate courses at the Federal University of Sergipe between 01/07/2020 and 02/05/2020. The sample received statistical treatment to circumvent non-response bias and

¹ Os autores agradecem à colaboração da Coordenação de Planejamento e Avaliação Acadêmica da UFS, não apenas pelo acesso à base de dados com os registros acadêmicos dos graduados pela Universidade, mas também pelo fundamental trabalho de mediação realizado no questionário elaborado pelos autores desta pesquisa para que as informações sobre desempenho no mercado de trabalho fossem acessadas e respondido pelos egressos da instituição. Agradecemos também aos ex-alunos de graduação do curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Uberlândia (UFU) Henrique Alves Marchi (Programa Institucional Voluntário de Iniciação Científica [PIVIC] – 2018) e Kamila Soares Ferreira (Programa de Educação Tutorial [PET] – 2019) pela ajuda com a abertura dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e PNAD Contínua, respectivamente.

² Esta pesquisa contou com financiamento da Fundação de Amparo à Pesquisa de Minas Gerais (FAPEMIG) processo: APQ-00771-17, Edital N° 001/2017 – Demanda Universal.

³ Professora da Universidade Federal de Uberlândia com doutorado em Teoria Econômica pela Universidade de São Paulo. E-mail: ana.paiva@ufu.br

⁴ Professora da Universidade de São Paulo com doutorado em Teoria Econômica pela Universidade de São Paulo. E-mail: epazello@usp.br

⁵ Professora da Universidade Federal de Sergipe com doutorado em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná. E-mail: nandaesper16@gmail.com

⁶ Professor da Universidade Federal de Sergipe com doutorado em Demografia pela Universidade Estadual de Campinas. E-mail: koliveira@academico.ufs.br

the methodology employed considers the non-experimental context of the data. The results of the analysis indicate that quota holders have a greater participation in the economically active population and a greater chance of being unemployed, vis a vis the situation of their peers with broad competition. No significant differences were observed in the indicators of occupation, work in the field of study and stability of the bond. Regarding labour income, quantile regressions show that quota holders do worse in the upper income percentiles, with a salary disadvantage of around 25%.

Keywords: Affirmative Policies, Quotas, Labour market, Salary inequalities.

1. INTRODUÇÃO

A Lei nº 12.711/2012, conhecida como “Lei das Cotas” no Brasil, sancionada em agosto de 2012, estabeleceu que as instituições federais de ensino superior (IFES) deveriam reservar pelo menos metade de suas vagas (50%), em cada curso e em todos os turnos, para alunos que tenham cursado integralmente o ensino médio em escolas públicas. Essa reserva deveria levar em conta ainda a proporção de negros, pardos e indígenas em cada estado, além da renda familiar per capita dos estudantes.

Programas de Ações Afirmativas (PAA) na educação, tais como a política de cotas introduzida pela lei nº 12.711/2012, visam promover a igualdade social pois garantem acesso para os grupos socialmente marginalizados ao nível de ensino superior que, como já bem documentado na literatura, apresenta maior retorno salarial. Segundo dados da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD) (2016), num total de 39 países analisados, o Brasil ocupa, juntamente com o Chile, a primeira posição em termos de retorno da educação superior relativamente ao nível de ensino médio: o retorno salarial esperado ao se completar o 3º grau, relativo a quem tem apenas o 2º grau completo, foi estimado em 240% para dados de 2015.

Este artigo pretende avaliar o desempenho dos cotistas no mercado de trabalho, *vis a vis* aos seus pares de ampla concorrência, para verificar se a Lei de Cotas tem cumprido com o seu objetivo de reduzir as desigualdades no acesso a melhores condições de trabalho e remuneração. Acredita-se que essa é uma questão relevante pois os recursos estão sendo realocados em direção a uma população específica, o que poderia ser ineficiente se acarretasse pior desempenho no mercado de trabalho e menores ganhos em média advindos da diplomação em uma universidade pública.

A lei completou 10 anos no ano de 2022, e está prevista sua revisão por parte do congresso nacional. Segundo um levantamento realizado pelo Observatório do Legislativo Brasileiro (OLB), a proposta de prorrogação do atual marco legal, por meio do substitutivo ao Projeto de Lei (PL) 1788/21, é a alternativa com maior apoio na Câmara dos Deputados. Contudo, foram apresentadas, entre 1989 e 2021, 34 proposições sobre a Lei de Cotas, com 30 tendo tido alguma movimentação entre 2018 e 2021 – o que indicaria uma busca recente dos deputados em legislar sobre o assunto (OLB, 2021).

Os estudos nacionais realizados até aqui que buscaram avaliar o desempenho dos cotistas no mercado de trabalho se valeram dos registros oficiais sobre emprego formal disponibilizados na Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) para uma dada Unidade da Federação (UF). Além disso, avaliam-se as políticas de reservas de vagas antes da entrada em vigor da Lei de Cotas, que certamente apresentaram um impacto regional específico e em menor escala sobre a seleção dos beneficiários⁷.

Nesta pesquisa, o levantamento amostral permitiu que se observassem as características das atividades laborais dos egressos da Universidade Federal de Sergipe (UFS) que entraram na Universidade a partir do ano de 2013 (após a entrada em vigor da Lei Federal 12.711/2012), sem a restrição de que participassem do mercado formal de uma determinada localização geográfica. Isso possibilita um olhar mais realista sobre as condições empregatícias deles, uma vez que, segundo os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2019), a informalidade é mais proeminente nas Regiões Norte e Nordeste. Em 2018, a proporção

⁷ Ver Francis-Tan e Tannuri-Pianto (2018), para uma avaliação das cotas implementadas pioneiramente pela Universidade de Brasília, e Ferreira e Almeida (2022) para um estudo sobre o impacto das cotas na Universidade Federal da Paraíba.

de trabalhadores em ocupações informais alcançou 56,3% na Região Nordeste e 52,9% em Sergipe, sendo a média nacional de 41,5%. Quando se considera o recorte por cor ou raça, em 2018 a proporção de informais era de 34,6% entre os brancos e de 47,3% entre pretos e pardos para o Brasil como um todo⁸.

A informalidade é menor quanto maior o nível de instrução. Enquanto entre as pessoas sem instrução (ou com o fundamental incompleto) a parcela de informais era aproximadamente de 61% em 2018, a participação de informais entre pessoas com ensino superior completo era de cerca de 22%. Mesmo assim, no recorte por cor ou raça, a informalidade entre os brancos com ensino superior completo era de 21,2%, e entre os pretos e pardos, de 23,8% (IBGE, 2019)⁹.

Por ser uma Lei relativamente nova, com ainda poucos estudos sobre sua eficácia em diminuir desigualdades de acesso e remuneração no mercado de trabalho, espera-se que esta pesquisa contribua com evidências empíricas que ajudem a subsidiar as decisões de política sobre sua continuidade e aperfeiçoamento.

Em seguida a esta introdução, a seção 2 apresenta uma breve contextualização da realidade brasileira em termos de composição da população, escolaridade média, acesso ao ensino superior e rendimentos do trabalho por cor ou raça; a seção 3 contém uma revisão da literatura sobre a avaliação das políticas afirmativas para ingresso no ensino superior; a seção 4 apresenta os dados e a metodologia; a seção 5 mostra os resultados econométricos; e na seção 6 são feitas as conclusões do trabalho.

2. BREVE CONTEXTUALIZAÇÃO

No Brasil, a reserva de vagas para cotistas teve início 10 anos antes da promulgação da Lei de Cotas, com a adoção de cotas raciais pela pioneira Universidade Estadual do Rio de Janeiro em 2003 e, em seguida, pela Universidade de Brasília em 2004, movimento que foi sendo paulatinamente endossado por outras instituições ao longo dos anos¹⁰. A Lei foi importante para unificar as regras nas Instituições Federais de Ensino Superior (IFES) e, com isso, garantir e homogeneizar os critérios de elegibilidade para as vagas destinadas às cotas, com base no tipo de escola de origem do ensino médio, na renda per capita familiar, e na cor e raça.

Concomitante a isso, a partir de 2003 há uma intensa expansão institucional vivida pelo ensino superior brasileiro, formalizada pelo Programa de Apoio a Planos de Reestruturação das Universidades Brasileiras (Reuni) (decreto nº 6.096/2007), que ampliou significativamente o número de vagas ofertadas pelas IFES. Houve também a criação de outros programas no período, como o Fundo de Financiamento Estudantil (Fies) e o Programa Universidade para Todos (Prouni), com o objetivo de democratizar o acesso ao

⁸ O IBGE considera como trabalho informal aquele exercido por: empregados do setor privado e trabalhadores domésticos sem carteira de trabalho assinada; trabalhadores por conta própria e empregadores que não contribuem para a previdência social; e trabalhadores familiares auxiliares.

⁹ Segundo IBGE (2019, p. 41, Tabela 1.18), na série de 2012 a 2018 da PNAD contínua, entre as pessoas com diploma de ensino superior, a participação da informalidade entre pretos e pardos é sistematicamente superior à de brancos e apresenta coeficientes de variação positivos e maiores em todos os anos.

¹⁰ Para a relação da lista de IFES por ano de adoção de políticas afirmativas para admissão no ensino superior entre 2004 e 2013, ver Vieira e Arends-Kuenning (2019, p. 5).

ensino de terceiro grau por meio de financiamento dos estudos em instituições privadas para alunos de camadas mais pobres da população¹¹.

Mesmo sendo observadas essas medidas de inclusão e democratização do acesso ao ensino superior brasileiro nos últimos anos, pretos e pardos ainda apresentam menor escolaridade média e menor proporção de diplomados com ensino superior.

Segundo os dados do IBGE analisados neste trabalho¹², pretos e pardos correspondiam a 48% da população em 2005 e chegam em 2019 perfazendo mais de 56% (uma variação positiva de 17% na taxa de representatividade conjunta desses dois grupos).

Quando se analisam as médias dos anos de escolaridade de cada grupo, em 2005 os brancos tinham em média 7,48 anos de educação formal completos, pretos tinham 6,19 anos e pardos 5,96 anos. Em 2019, as respectivas médias eram de 10,68 anos para brancos, 9,22 anos para pretos e 9,12 anos para pardos, caindo 12% e 17%, respectivamente, a diferença média em termos de anos de escolaridade entre brancos e pretos e entre brancos e pardos.

A Figura 1 reporta o número estimado de pessoas cursando o ensino superior ao longo dos anos 2005-2019 por cor e raça e tipo de instituição (se pública ou privada). A frequência de brancos em instituições públicas cresceu cerca de 46% no período, a de pretos 257% e a de pardos 132%, fazendo com que o grupo composto de pretos e pardos superasse em cerca de 2% o número de brancos frequentando o ensino superior em instituições públicas no ano de 2019. Nas instituições privadas, por sua vez, o esforço educacional foi na mesma direção: de 2005 a 2019, o número estimado de indivíduos brancos frequentando o ensino superior cresceu cerca de 27%, o de pretos 234% e o de pardos 191%, fazendo com que pretos e pardos representassem 90% do tamanho do grupo de brancos frequentando o ensino superior nas instituições privadas em 2019.

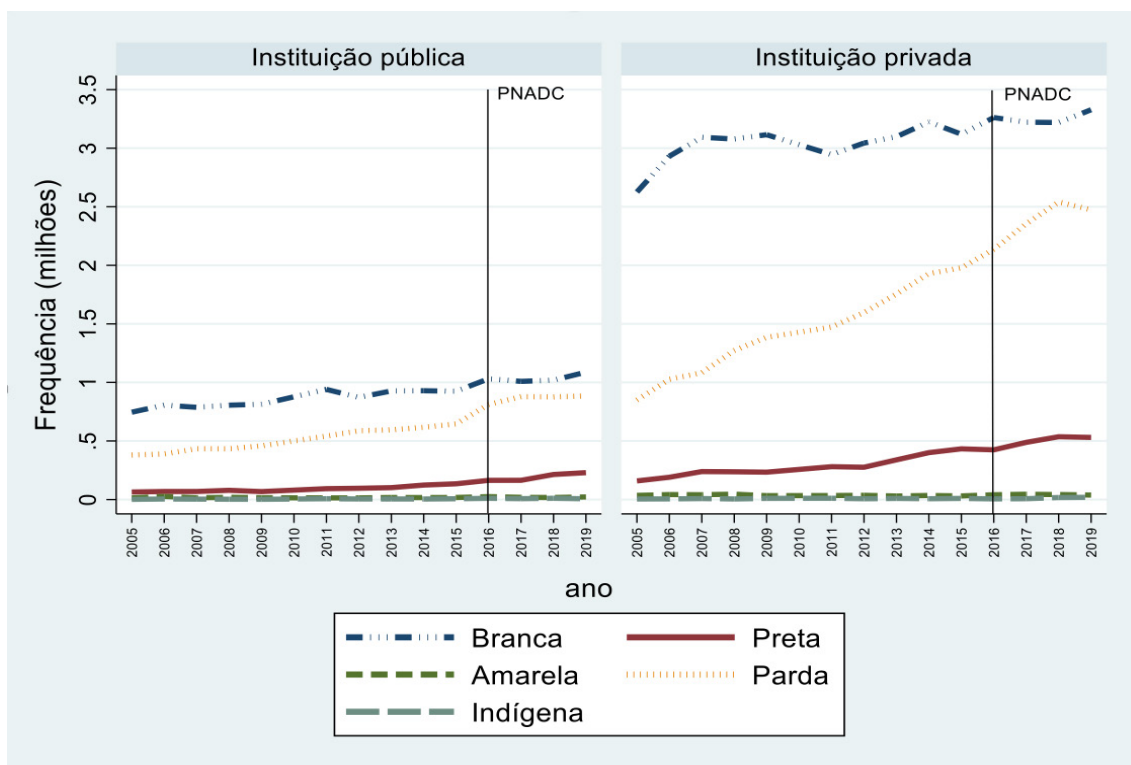
Houve também um importante crescimento da participação de pessoas pretas e pardas com diploma de ensino superior no período: de 4% em 2005 para 9% em 2019 no caso dos pretos (crescimento de 142%), e de 3% em 2005 para 10% em 2019 no caso dos pardos (crescimento de 193%). Brancos com ensino superior passaram de 12% em 2005 para 23% em 2019 (crescimento de 90%).

Portanto, a população preta e parda vem realizando importantes avanços de escolarização nos últimos anos, mas persiste uma tendência à desigualdade em relação aos brancos no acesso à educação em geral, em especial ao ensino superior. Essa desigualdade se repete e, pode-se dizer, alimenta a desigualdade de rendimentos do trabalho percebida por pretos e pardos em relação a brancos.

¹¹ O Fies é gerido pelo Ministério da Educação e foi criado em 1999 para facilitar o acesso de estudantes de baixa renda ao ensino superior. O Prouni também é um programa do Ministério da Educação, criado pelo governo federal em 2004, que oferece bolsas de estudo integrais e parciais (50%) em instituições particulares de educação superior, em cursos de graduação e em sequenciais de formação específica para estudantes brasileiros sem diploma de nível superior.

¹² Buscando-se retratar a evolução dos indicadores numa série histórica dos últimos 15 anos, foram utilizados os microdados das PNAD de 2005 a 2015, e da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios Contínua (PNADC) de 2016 a 2019, ambas do IBGE. Em 2016, a PNAD foi definitivamente substituída pela PNADC no âmbito do Projeto de Reformulação das Pesquisas Domiciliares Amostrais do IBGE, e há diferenças metodológicas entre elas que não permitem que se façam comparações entre as duas a rigor (IBGE, 2015). Contudo, tendo em vista uma perspectiva temporal, é importante a tendência de evolução dos indicadores e, por esse motivo, as figuras reportadas neste trabalho irão destacar as trajetórias das variáveis analisadas deixando explícita a mudança para dados da PNADC a partir de 2016.

FIGURA 1 – NÚMERO DE PESSOAS (EM MILHÕES) FREQUENTANDO O ENSINO SUPERIOR, POR COR/RAÇA E TIPO DE INSTITUIÇÃO (IDADE 16 OU MAIS ANOS) DE 2005 A 2019



Fonte: Microdados PNAD 2005-2015 e PNAD Contínua 2016-2019.

O Brasil é um dos países com maior desigualdade de renda do mundo. Dos 107 países com alguma informação do índice de Gini entre 2017 e 2021, o Brasil ocupa a 102ª posição. É o 6º país mais desigual da relação, ficando à frente apenas de Costa Rica, Panamá, Zimbábue, Angola e Colômbia¹³. A desigualdade de renda aqui observada está amplamente relacionada as desigualdades de acesso à educação e ao fator racial, por esses motivos, se perpetua pelo baixo grau de mobilidade intergeracional (Britto et al., 2022). Fujiwara et al., (2017) mostram que o maior número de escravos no território brasileiro, devido à vantagem comparativa de Portugal à Espanha no tráfico negreiro no final do século XIV, explica 20% da desigualdade de renda observada hoje no Brasil.

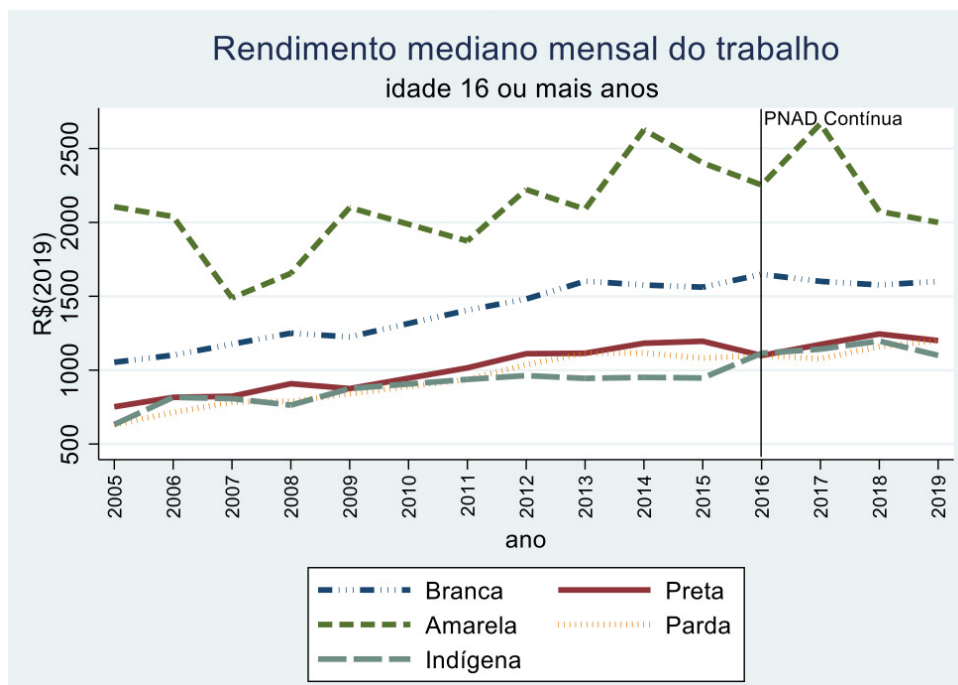
A Figura 2 mostra a evolução da renda mediana mensal do trabalho principal por cor ou raça da população com 16 anos ou mais de 2005 a 2019, a valores constantes de 2019¹⁴. A despeito das flutuações decorrentes da conjuntura econômica do país, a diferença na remuneração mediana do trabalho mensal entre brancos e pretos/pardos permanece muito elevada ao longo do período reportado, saindo de uma vantagem média de 52% a favor dos brancos sobre pretos e pardos em 2005 para em torno de 37% em 2019. Se compararmos as médias das remunerações de cada grupo em vez da mediana, a vantagem da remuneração

¹³ O índice de Gini mede até que ponto a distribuição de renda entre indivíduos ou famílias dentro de uma economia se desvia de uma distribuição perfeitamente igualitária. Um índice de Gini de 0 representa a igualdade perfeita, enquanto um índice de 100 implica a desigualdade perfeita (World Bank, 2023).

¹⁴ As variáveis utilizadas para se medir o rendimento mensal do trabalho foi a V4718 na PNAD de 2005 a 2015 e a VD4016 na PNAD Contínua de 2016 a 2019. Para deflacionar os valores das rendas para preços constantes de 2019, foi utilizado o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC-IBGE).

mensal do trabalho principal dos brancos sobre pretos e pardos se mostraria ainda maior: de 85% em 2005 para 73% em 2019¹⁵.

FIGURA 2 – RENDIMENTO MEDIANO MENSAL DO TRABALHO POR COR/RAÇA DA POPULAÇÃO COM IDADE DE 16 OU MAIS ANOS (2005-2019)



Fonte: Pnad 2005-2015 e Pnad Contínua 2016-2019

Portanto, é nesse contexto que se dão as análises e debates sobre os 10 anos completos de existência da Lei de Cotas, sua continuidade e propostas de mudanças.

3. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Os debates em torno de questões afirmativas envolvem vários pontos. No Brasil, por exemplo, há quem alegue que as cotas são injustas por promoverem uma discriminação às avessas, penalizando os jovens de origem mais favorecida – o que seria anticonstitucional. Além disso, gerariam alocações educacionais não ótimas ou distorcidas ao desrespeitarem o preceito da meritocracia. Neste mesmo sentido, as cotas prejudicariam a qualidade da universidade pública ao inserirem nela pessoas despreparadas para as exigências acadêmicas (TAVOLARO, 2009).

Há também quem questione se as cotas beneficiam quem realmente precisa delas, ou se acabam favorecendo indivíduos oriundos de um contexto familiar favorável que apresentam os critérios para a elegibilidade aos programas. Segundo Fryer e Loury (2005), há fortes crenças de que as políticas de cotas prejudicam muito os grupos não beneficiados pelas cotas, e isso impede um maior apoio para tais programas.

Neste sentido, Vieira e Arends-Kuenning (2019) analisam o impacto das cotas sobre a proporção de alunos pretos/pardos e oriundos da escola pública nos cursos de graduação das

¹⁵ No período de 2016 a 2017, a conjuntura foi desfavorável ao crescimento econômico e, por conseguinte, aos indicadores relacionados ao mercado de trabalho, com a manutenção em níveis elevados da desocupação, da subutilização da força de trabalho e da informalidade. Em 2018, apesar de uma leve melhora em relação aos anos anteriores, houve uma piora no rendimento médio, em parte devido ao crescimento da informalidade (IPEA, 2019).

Universidades Federais brasileiras entre 2003 e 2013. Os autores constataam que as políticas afirmativas com critérios de seleção por cor e raça são mais eficazes em promover a inclusão de pessoas oriundas de grupos historicamente prejudicados (pretos, pobres e de famílias em que os pais têm baixa escolaridade) em cursos competitivos.

Na literatura internacional, o argumento da “hipótese de incompatibilidade” defende que os indivíduos que ingressam por meio de cotas não reúnem credenciais acadêmicas suficientes para enfrentarem ambientes de elevada competitividade e desempenho, como é o caso das universidades de ponta, o que acabaria provocando um efeito adverso da política sobre seus beneficiários. Os cotistas obteriam sistematicamente desempenho aquém do desejável, maior probabilidade de desistência dos cursos e dificuldades de inserção no mercado de trabalho¹⁶.

Por outro lado, há estudos que indicam que as políticas afirmativas de reserva de vagas no ensino superior geram benefícios líquidos para os contemplados e a sociedade. Nesse caso, os cotistas alcançam o desempenho de seus pares da ampla concorrência ao longo de sua trajetória acadêmica (processo denominado de *catch up*) e obtêm ganhos no mercado de trabalho decorrentes do acesso à educação superior, que podem inclusive superar os ganhos potenciais daqueles que foram deslocados pelas cotas. Segundo Bertrand et al., (2009), que avaliaram o caso de cursos de engenharia em universidades indianas, as ações afirmativas acarretam uma realocação eficiente dos recursos da educação superior. Contudo, os autores encontram que o sistema de cotas por castas, como é o caso da Índia, teve como subproduto uma redução na matrícula de mulheres nos cursos de engenharia.

3.1 Estudos nacionais relacionados aos efeitos no mercado de trabalho

As evidências empíricas dos efeitos de ações afirmativas no ensino superior sobre indicadores de mercado de trabalho no Brasil se referem, praticamente sem exceção, às políticas implementadas por instituições pioneiras nesse movimento no início dos anos 2000 e 2010 – antes, portanto, da Lei de Cotas. Por esse motivo, embora sejam importantes referências, trata-se de casos com processos de seleção muito específicos, com impactos mais localizados e em menor escala, uma vez que as regras para a elegibilidade ao programa variavam conforme a instituição e as reservas de vagas não ultrapassavam 30% do total ofertado.

Neste contexto, destaca-se o trabalho de Francis-Tan e Tannuri-Pianto (2018), que avaliam os efeitos das cotas na Universidade de Brasília (UnB) sobre o desempenho acadêmico e os indicadores de mercado de trabalho dos candidatos ao processo seletivo daquela universidade no período de 2004 a 2005. Os autores observam que os candidatos às cotas apresentam ganhos nos resultados acadêmicos muito maiores do que os candidatos não-cotistas. Em geral, a frequência à UnB aumenta significativamente os rendimentos do trabalho para os candidatos não-cotistas e cotistas, mas apenas entre homens – as mulheres não se beneficiam de ganhos de remuneração por frequentarem a UnB. Os candidatos cotistas homens que frequentam a UNB têm resultados acadêmicos significativamente maiores, enquanto as mulheres não têm ganhos. Esses resultados apontam para a importância de se fazer uma análise com recorte por gênero quando se estuda o impacto das cotas no contexto nacional.

Ferreira e Almeida (2022) também usam os registros administrativos da RAIS sobre o mercado formal de trabalho para analisar o impacto do sistema de cotas adotado em 2011 pela Universidade Federal da Paraíba (UFP) sobre o rendimento inicial dos egressos no ano

¹⁶ Algumas referências sobre a “hipótese de incompatibilidade” ou *mismatch hypothesis*, são: Alon e Tienda (2005); Herrnstein e Murray (1994); Kane (1998); Loury e Garman (1993); Rothstein e Yoon (2006); Rothstein e Yoon (2008); Thernstrom e Thernstrom (1997).

de 2019, comparando o salário de ex-alunos cotistas e não cotistas¹⁷. Os autores evidenciam uma desvantagem salarial média dos cotistas de cerca de 10% diante dos pares da ampla concorrência, e pontuam que os efeitos são maiores na mediana (0.5) e no topo (0.75) da distribuição de salários. Os resultados são significativos para as áreas de linguística, letras e artes e para ciências sociais aplicadas, em que os diferenciais salariais chegam a 25% e 40%, respectivamente, a depender da posição na distribuição de salários.

Menezes (2015) utiliza as informações do Censo do Ensino Superior do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas (Inep) de 2013, ano da entrada em vigor da Lei 12.711, para analisar a hipótese de que os cotistas tenderiam a optar por cursos menos prestigiados e, com isso, amenizar os possíveis efeitos de igualdade de renda e de qualificação que a reserva de vagas buscaria acarretar para seus beneficiários. Os resultados apontam que os cotistas tendem a escolher carreiras mais bem remuneradas ou de maior prestígio, enquanto os recortes por sexo e turno indicam que tanto mulheres quanto aqueles que optam por cursos noturnos, cotistas ou não, escolhem cursos de menor prestígio.

Este artigo tem como objetivo averiguar o que ocorre com os jovens assim que se formam na universidade, ou seja, verificar se a hipótese de que os beneficiários irão apresentar um desempenho aquém do esperado em se tratando de indicadores do mercado de trabalho (empregabilidade e rendimento) se confirma ou não. Os dados e a metodologia a serem empregados para responder a essas questões estão detalhados na seção que se segue.

4. DADOS E METODOLOGIA

Os dados utilizados nesta pesquisa são de uma amostra de graduados pela Universidade Federal de Sergipe (UFS) coletados entre 7 de janeiro e 5 de fevereiro de 2020 (antes da pandemia), via formulário de internet enviado pela instituição à sua lista de egressos. Das 3.092 respostas obtidas, 685 faziam parte da população alvo da pesquisa – egressos dos cursos de graduação presenciais que ingressaram na Universidade a partir de 2013 por meio de ampla concorrência ou uma das modalidades de cotas previstas na Lei 12.711/2012. Segundo o banco de registros da UFS, essa população de egressos correspondia então a 3.434 indivíduos – o que nos dá uma fração amostral de 19,95%.

Por ser uma amostra obtida de forma não aleatória, os dados receberam um tratamento estatístico denominado *Raking*, desenvolvido para lidar tipicamente com problemas de não-resposta em enquetes sobre eleições americanas realizadas via internet. Resumidamente, trata-se de uma ponderação da amostra para que represente as condições do universo de acordo com um conjunto de informações que se tem dele (DEBELL e KROSNICK, 2009)¹⁸.

¹⁷ As coortes de ex-alunos da UFB analisadas foram as que ingressaram em 2010 e 2011.

¹⁸ *Raking* é frequentemente usado para reduzir vieses de não-resposta em inquéritos por amostragem e funciona muito bem na presença de uma amostra de voluntários (os que se dispõem a preencher o questionário) extraída de um cadastro bom, e com um tamanho grande. Um cadastro bom, no caso, diz respeito às informações disponíveis para todas as observações da população e da amostra relativamente às variáveis auxiliares que servirão de referência para se calibrar as distribuições marginais. Uma fração amostral acima de 5% é considerada grande, razão pela qual nesses casos é preciso considerar no cálculo dos erros padrão das médias amostrais o fator de correção para população finita, por exemplo. Esse método de pós-estratificação da amostra se baseia em um conjunto de variáveis auxiliares que estão disponíveis para o conjunto do universo da pesquisa. A calibração por totais marginais conhecidos por meio do método *Raking* contribui para combater o viés de disponibilidade, aumentando os pesos de alunos amostrados nos grupos sub-representados e reduzindo os pesos de discentes dos grupos sobre-representados. No caso em questão, todas as distorções nas proporções antes da ponderação amostral foram corrigidas com a obtenção das estimativas ponderadas. Por questão de espaço, foi omitida uma descrição mais detalhada do processo, que pode ser obtida via requerimento aos autores.

Além de perguntas referentes ao ano de ingresso, ano de conclusão de curso e modo de ingresso, os respondentes também foram questionados sobre seu perfil socioeconômico, acadêmico e desempenho no mercado de trabalho. As variáveis que entraram nas análises são apresentadas na seção seguinte.

4.1 Estatísticas descritivas

A Tabela 1 mostra a distribuição dos egressos de acordo com o modo de ingresso na Universidade. Os cotistas representam pouco mais da metade (51%) dos egressos aqui analisados, e juntos representam o grupo de tratados. O grupo de controle é composto pelos egressos da ampla concorrência (AC).

TABELA 1 – DISTRIBUIÇÃO DOS EGRESSOS UFS POR MODO DE INGRESSO NA UNIVERSIDADE

Modalidade de ingresso	Freq.	Percentual (%)	Acumulada (%)
1- Ampla concorrência	341	49.78	49.78
2 - Cota na modalidade PPI (pretos, pardos e indígenas) e escola pública, condicional à renda	127	18.54	68.32
3 - Cota na modalidade PPI (pretos, pardos e indígenas) e escola pública, independente de renda	72	10.51	78.83
4 - Cota na modalidade escola pública condicional à renda	88	12.85	91.68
5 - Cota na modalidade escola pública independente de renda	57	8.32	100.00
Total	685	100	

Fonte: elaboração própria a partir da pesquisa de campo com os egressos da UFS entre 7/1/2020 e 5/2/2020.

4.1.1 Perfil dos egressos

Na Tabela 2 estão as estatísticas descritivas das variáveis de controle relacionadas a perfil acadêmico, sexo, cor, idade e histórico familiar, bem como o P-valor dos testes de diferenças de médias entre cotistas e ampla concorrência.

Na maioria dos casos, não há diferenças estatisticamente significantes de médias e proporções das variáveis entre os grupos. Isso significa que eles são parecidos em termos das características observáveis.

As exceções cabem às avariáveis “duração da graduação em anos”, “cor”, e às categorias de Centros “Prof. Alberto Carvalho” e “Centro de Ciências Sociais Aplicadas”. No que tange à área de formação, observa-se que os cotistas são mais frequentes na área “Ciências exatas e da Terra”, enquanto a frequência de egressos de ampla concorrência predomina nas áreas de “Ciências Sociais Aplicadas” e “Engenharias”.

Os egressos das cotas são, na sua maioria, indivíduos não brancos (90% dos casos) que provêm de famílias com renda familiar mais baixa e pais com menores níveis de escolaridade do que os egressos de ampla concorrência. Essas características refletem as condições de elegibilidade para o programa de cotas.

TABELA 2– ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO PERFIL DOS EGRESSOS DOS CURSOS DE GRADUAÇÃO DA UFS

Variável	Ampla Concorrência			Cotista			Diferença	
Ano de colação	n	média (A)	desv. Pad.	n	média (B)	desv. Pad.	(A-B)	P-valor*
Até 2017 (categoria base)	341	0,12	0,5	344	0,12	0,5	0,00	0,9920
2018	341	0,35	0,48	344	0,32	0,47	0,04	0,3550
2019	341	0,52	0,50	344	0,56	0,50	-0,04	0,3900
Duração da graduação em anos (ano ingresso-ano colação)	341	4,6	1,15	344	4,71	0,92	-0,11	0,0340
Faixa etária								
18 a 22	341	0,06	0,23	344	0,06	0,24	0,00	0,8507
23 a 27 (categoria base)	341	0,7	0,46	344	0,71	0,45	-0,01	0,6085
28 a 32	341	0,14	0,34	344	0,12	0,32	0,02	0,4456
33 a 37	341	0,06	0,23	344	0,05	0,21	0,01	0,7109
38 ou mais	341	0,06	0,23	344	0,06	0,24	0,00	0,7738
Feminino	341	0,63	0,48	344	0,63	0,48	0	0,9540
Branco	341	0,38	0,49	344	0,1	0,3	0,28	0,0000
Centro								
Campus Prof. Alberto Carvalho	341	0,05	0,21	344	0,13	0,33	-0,08	0,0000
Campus de Lagarto	341	0,16	0,36	344	0,15	0,36	0,01	0,8915
Campus de Laranjeiras	341	0,02	0,16	344	0,03	0,17	-0,01	0,7982
Campus do Sertão	341	0,01	0,08	344	0	0,06	0,01	0,5235
Centro de Ciências Agrárias Aplicadas	341	0,03	0,17	344	0,03	0,18	0,00	0,7649
Centro de Ciências Biológicas da Saúde	341	0,2	0,4	344	0,2	0,4	0,00	0,9219
Centro de Ciências Exatas e Tecnologia	341	0,14	0,35	344	0,12	0,33	0,02	0,4320
Centro de Ciências Sociais Aplicadas	341	0,13	0,34	344	0,09	0,29	0,04	0,0530
Centro de Educação e Ciências Humanas (categoria base)	341	0,26	0,44	344	0,24	0,43	0,02	0,6738
Área do curso de graduação								
Ciências Agrárias	341	0,02	0,15	344	0,02	0,14	0,00	0,7848
Ciências da Saúde	341	0,32	0,47	344	0,34	0,47	-0,02	0,5829
Ciências Exatas e da Terra	341	0,04	0,20	344	0,08	0,27	-0,04	0,0314
Ciências Humanas	341	0,15	0,35	344	0,19	0,39	-0,04	0,1865
Ciências Sociais Aplicadas	341	0,19	0,39	344	0,13	0,34	0,06	0,0367
Engenharias	341	0,1	0,30	344	0,06	0,24	0,04	0,0481
Linguística, Letras e Artes	341	0,12	0,32	344	0,14	0,34	-0,02	0,4747
Ciências biológicas (categoria base)	341	0,06	0,24	344	0,05	0,2	0,01	0,4361
Mãe tem ensino superior	341	0,42	0,49	344	0,13	0,34	0,29	0,0000
Pai tem ensino superior	341	0,3	0,46	344	0,09	0,28	0,21	0,0000
Renda familiar per capita R\$ 2019 (sem contar a renda do próprio indivíduo)	224	1202,787	1.960,10	218	306,87	1.210,30	895,91	0,0000

Fonte: elaboração própria a partir da pesquisa de campo com os egressos da UFS entre 7/1/2020 e 5/2/2020.

Níveis de significância: 1% se $P \leq 0,01$, 5% se $P \leq 0,05$ e 10% se $P \leq 0,10$.

Observação: a renda familiar per capita (sem contar a do próprio indivíduo) é descrita nesta tabela para fim de caracterização dos dois grupos, mas não entra como controle em nenhuma das regressões.

4.1.2 Indicadores de mercado de trabalho

A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas dos indicadores de mercado de trabalho avaliados, bem como o P-valor dos testes de diferenças de médias e proporções entre os grupos. Os testes são uma primeira aproximação à questão sobre se há ou não um desempenho equitativo no mercado de trabalho.

TABELA 3 – INDICADORES DE DESEMPENHO NO MERCADO DE TRABALHO DOS EGRESSOS UFS

Variável	Ampla Concorrência			Cotista			Diferença	
	n	média (A)	desv. Pad.	n	média (B)	desv. Pad.	(A-B)	P-valor*
Ocupado (com ou sem remuneração)	341	0,60	0,491	344	0,56	0,498	0,04	0,3430
População Economicamente Ativa	341	0,80	0,40	344	0,86	0,35	-0,06	0,0670
Desemprego (apenas PEA)	269	0,26	0,44	287	0,35	0,48	-0,10	0,0120
Trabalha na área de formação (apenas ocupados remunerados)	196	0,73	0,44	190	0,69	0,46	0,04	0,5130
Estabilidade do vínculo (apenas ocupados remunerados)	196	0,58	0,50	190	0,62	0,49	-0,04	0,4680
Rendimento/hora R\$2019 (apenas ocupados remunerados)	191	27,62	28,68	187	22,81	31,44	4,81	0,2130

Fonte: elaboração própria a partir da pesquisa de campo com os egressos da UFS entre 7/1/2020 e 5/2/2020. Níveis de significância: 1% se $P \leq 0,01$, 5% se $P \leq 0,05$ e 10% se $P \leq 0,10$.

A variável “Ocupado” assume valor igual a um se o indivíduo tem ocupação remunerada ou não e valor igual a zero caso o contrário. A diferença na proporção entre os grupos (60% para AC e 54% para cotistas) não é estatisticamente significativa.

Pertencem à População Economicamente Ativa (PEA) aqueles que afirmaram ter algum tipo de trabalho (remunerado ou não) ou estarem à procura de trabalho. A diferença de 6 p. p. nas proporções dos dois grupos (86% para cotistas e 80% para AC) é estatisticamente significativa a menos de 7%.

O indicador de desemprego foi construído considerando apenas os respondentes pertencentes à PEA, assumindo valor igual a 1 no caso de o indivíduo estar à procura de trabalho e zero caso esteja ocupado (com ou sem remuneração). A diferença de 10 p. p. observada na proporção de cotistas (35%) e AC (26%) é estatisticamente significativa a menos de 5% de significância, indicando haver uma probabilidade maior de os cotistas estarem desempregados.

A variável “trabalha na área de formação”, medida apenas entre aqueles que afirmaram ter ocupação remunerada, apresentou média de 73% entre AC e 69% entre cotistas – diferença não significativa estatisticamente.

Considerou-se como vínculo estável os casos de trabalho com carteira assinada, funcionário público e empregador, e os demais casos com vínculos não estáveis (trabalho sem carteira, conta própria, trabalho com contrato temporário e outro tipo de vínculo). Entre AC, 52% se enquadram na situação de vínculo estável, enquanto entre os cotistas essa proporção é de 62%. A diferença não se mostrou, contudo, estatisticamente significativa.

Por fim, o rendimento/hora dos egressos de AC apresentou uma média R\$ 4,81 a mais do que os cotistas, o que equivale a uma vantagem salarial de cerca de 20% sobre eles – diferença não significativa estatisticamente aos níveis de significância usuais. Porém, há vários fatores que podem influenciar o retorno salarial e que não estão sendo mantidos constantes na comparação aqui feita.

Portanto, em se tratando dos indicadores de desempenho no mercado de trabalho levantados na pesquisa, apenas no que diz respeito à participação na PEA e à probabilidade de se estar desempregado, observam-se diferenças entre cotistas e não cotistas, com uma maior propensão desses últimos de participarem da PEA e de ficarem desempregados. Para uma comparação mais acurada do desempenho de egressos cotistas e não-cotistas no mercado de trabalho, contudo, é necessário buscar mitigar os efeitos de confundimento¹⁹ que podem estar por trás das diferenças incondicionais reportadas. A próxima seção explicita as estratégias econométricas empregadas com esse intuito.

4.2 Estratégias econométricas

Pretende-se neste trabalho avaliar o desempenho dos cotistas no mercado de trabalho no relativo ao de seus pares de ampla concorrência (AC), a fim de averiguar se a política é eficaz em reduzir as desigualdades de acesso às melhores condições de trabalho e rendimento.

No caso em questão, os dois grupos diferem em termos tanto de características observáveis quanto não observáveis. Essas diferenças, por si só, têm relação com a seleção ao programa e podem afetar os indicadores de desempenho observados, gerando viés nas estimativas do desempenho relativo dos cotistas se não contornadas apropriadamente.

O banco de dados desta pesquisa consiste em informações em apenas um dado momento no tempo, depois da Lei de Cotas ter entrado em vigor, apenas sobre indivíduos admitidos na UFS que colaram grau e que foram ou não beneficiários da política.

Como se dispõe de um conjunto importante de características observáveis sobre os egressos que compõem a amostra, é possível lançar mão de estratégias econométricas que pressupõem a hipótese de seleção em observáveis para se comparar o desempenho relativo dos cotistas e dos egressos por ampla concorrência no mercado de trabalho. Esta hipótese implica que, uma vez que se comparam indivíduos iguais em termos de um conjunto importante de características observáveis, o resultado potencial dos dois grupos é independentemente de ser ou não beneficiário das cotas.

Com base na hipótese de seleção em observáveis, o desempenho relativo dos egressos cotistas será estimado por meio de regressões de mínimos quadrados ordinários, regressões logísticas (para o caso de variáveis dependentes binárias), pareamento por escore de propensão (Kernel e Radius) e regressões quantílicas, no intuito de captar desempenhos heterogêneos dos cotistas a depender do ponto na distribuição de remunerações. A comparação dos resultados obtidos em cada uma dessas estratégias pode indicar a robustez ou fragilidade dos efeitos encontrados. A utilização desses métodos no contexto da atual pesquisa e suas hipóteses subjacentes são brevemente descritos a seguir:

¹⁹ Efeitos de confundimento, nesse caso, seriam aqueles fatores relacionados tanto com o comportamento das variáveis dependentes, cujas médias se está comparando entre os grupos, quanto com o fato de os indivíduos pertencerem a um ou outro grupo. Por exemplo: na comparação de médias salariais entre grupos de ex-cotistas e ampla concorrência, há fatores como background familiar, cor, raça, sexo, idade, que podem afetar tanto os salários quanto o fato de os indivíduos serem ou não elegíveis para as cotas.

4.2.1 Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)

Primeiramente, pretende-se modelar os indicadores de resultado no mercado de trabalho descritos na Tabela 3 como uma função linear do fato de o egresso ter ou não sido cotista (uma variável *dummy* com $T_i = 1$ no caso de sucesso), condicional às suas características socioeconômicas (A_i), as características do seu curso de graduação (G_i), as características de suas famílias (F_i) e a um erro idiossincrático (u_i), como na seguinte expressão:

$$y_i = \alpha_0 + T\beta_1 + A_i\beta_2 + G_i\beta_3 + F_i\beta_4 + u_i \quad (1)$$

Se os egressos das cotas e da AC apresentarem desempenho similar nos indicadores analisados, isto é, se não se rejeitar a hipótese nula $H_0: \beta_1=0$, haverá então indícios de que a política é eficaz em reduzir as desigualdades no mercado de trabalho.

A principal fragilidade do método é que ele pressupõe que o termo de erro u_i seja independente estatisticamente do conjunto de variáveis explicativas do modelo. Ou seja, não pode haver nada no erro do modelo que afete também o comportamento das variáveis explicativas, caso contrário as estimativas de MQO dos efeitos marginais de interesse serão provavelmente viesadas (WOOLDRIDGE, 2002).

4.2.2 Regressões Logísticas

Quando no modelo representado pela equação (1) o indicador de resultado y_i for uma variável binária, que assume apenas os valores 0 ou 1, a regressão de MQO é denominada de Modelo de Probabilidade Linear (MPL) e fornece estimativas consistentes dos parâmetros, mas é necessário se corrigir a heterocedasticidade de $\text{Var}(u_i)$ para inferência estatística. As limitações do método, nesse caso, são que as estimativas \hat{y}_i podem estar fora do intervalo de zero a um, então se assumem efeitos parciais constantes.

As variáveis binárias “participação na PEA”, “estar ocupado”, “estar desempregado”, “trabalha na área de formação” e “vínculo estável” (ver Tabela 3) se encaixam no conceito de Variáveis Dependentes Limitadas (VDL). Nesses casos, é mais adequado que se estimem modelos de resposta binária, em que o interesse é modelar a probabilidade de resposta (WOOLDRIDGE, 2010):

$$P(y = 1|\mathbf{x}) = P(y = 1|x_1, x_2, \dots, x_k) = G(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k) = G(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}) \quad (2)$$

Com $0 < G(z) < 1$ para todo z real.

No modelo logit, G é a função logística:

$$G(z) = \frac{\exp(z)}{[1 + \exp(z)]} = \Lambda(z) \quad (3)$$

Em que é função densidade acumulada de uma variável logística padrão.

A estimação dos modelos de resposta binária é feita por máxima verossimilhança (EMV). O estimador de máxima verossimilhança (EMV) de β , representado por $\hat{\beta}$, maximiza essa log-verossimilhança. Suas propriedades são: estimador consistente, assintoticamente normal e assintoticamente eficiente.

4.2.3 Pareamento por escore de propensão

A endogeneidade das variáveis explicativas não pode ser descartada na equação (1). Além disso, os métodos de MQO e regressão logística incluem nas comparações todos os ex-alunos da amostra e lhes atribui o mesmo peso, o que também pode gerar um viés na estimativa dos coeficientes de interesse. Uma forma de contornar esse problema é fazer a comparação do desempenho no mercado de trabalho apenas entre indivíduos semelhantes em termos das características observáveis que definem a seleção para o tratamento, estratégia empregada pelo método do pareamento por escore de propensão (*propensity score matching* – PSM).

O método desenvolvido por Rosenbaum e Rubin (1983) consiste em, num primeiro passo, estimar a probabilidade de ser beneficiário da política (o escore de propensão) com o modelo Logit ou Probit, a partir de um conjunto X de observáveis presentes no banco de dados. Em seguida, calcula-se o desempenho dos indivíduos tratados com o daqueles com escores de propensão iguais ou muito próximos, mas que pertencem ao grupo de controle. Assim, o interesse é estimar a média desses diferenciais de desempenho. As duas hipóteses em que se baseiam o método são:

- I. Hipótese de independência condicional: condicional ao vetor de variáveis observáveis X , o fato de ser ou não tratado (cotista) é independente do resultado potencial na ausência de tratamento.
- II. Hipótese do suporte comum: para cada indivíduo no grupo de tratados (cotistas), é possível encontrar um par semelhante com escore de propensão similar ou próximo no grupo de controle (ampla concorrência), cujo resultado (desempenho no mercado de trabalho) reproduz o que seria o resultado desse indivíduo na ausência de tratamento.

Neste trabalho, estimou-se a probabilidade de tratamento por meio de um modelo Logit, como na equação (1), em que y_i é a variável binária que indica se o egresso foi ou não beneficiário das cotas (com $y_i = 1$ para cotistas e $y_i = 0$ para AC) e X_i é o vetor com as seguintes variáveis observáveis: faixa etária; sexo; cor; anos de estudo da mãe; e anos de estudo do pai. Seguindo as orientações de Caliendo e Kopeinig (2008), essas variáveis foram escolhidas para compor X por influenciarem simultaneamente a participação no programa e os resultados esperados no mercado de trabalho, e por não sofrerem alterações devido à participação no programa (ou seja, são fixas no tempo).

Quanto à escolha das métricas de pareamento, neste trabalho foram utilizadas as estratégias de radius com caliper e kernel. O método foi empregado com o uso do comando PSMATCH2 (Leuven e Sianesi, 2003) no programa Stata (STATA CORP, 2017).

4.2.4 Regressão Quantílica

O método econométrico não paramétrico de Regressão Quantílica (RQ), desenvolvido por Koenker e Bassett (1978), permite que se estime o retorno mediano das variáveis explicativas do modelo baseado em (1) em diferentes pontos da distribuição da variável dependente, denominados quantis (que equivalem aos percentis), e não apenas para sua média, como ocorre no caso do método de MQO. Além disso, a RQ utiliza o estimador *Least Absolute Deviations* (LAD), conhecido também como o menor desvio absoluto, que é uma alternativa robusta ao estimador de MQO por não ser afetado por valores extremos. Assim, é possível testar se há heterogeneidade no retorno das variáveis explicativas de interesse a depender do ponto da distribuição do indicador de interesse. Desse modo, regressões quantílicas foram estimadas

para analisar o desempenho relativo dos egressos cotistas em termos de ganhos salariais considerando os seguintes quantis de remuneração: 0.10; 0.25; 0.50; 0.75; e 0.90. As regressões foram estimadas com a amostra de ocupados remunerados como um todo e separadamente para homens e mulheres.

5. RESULTADOS DAS ANÁLISES ECONÔMETRICAS

5.1 Estimando os escores de propensão

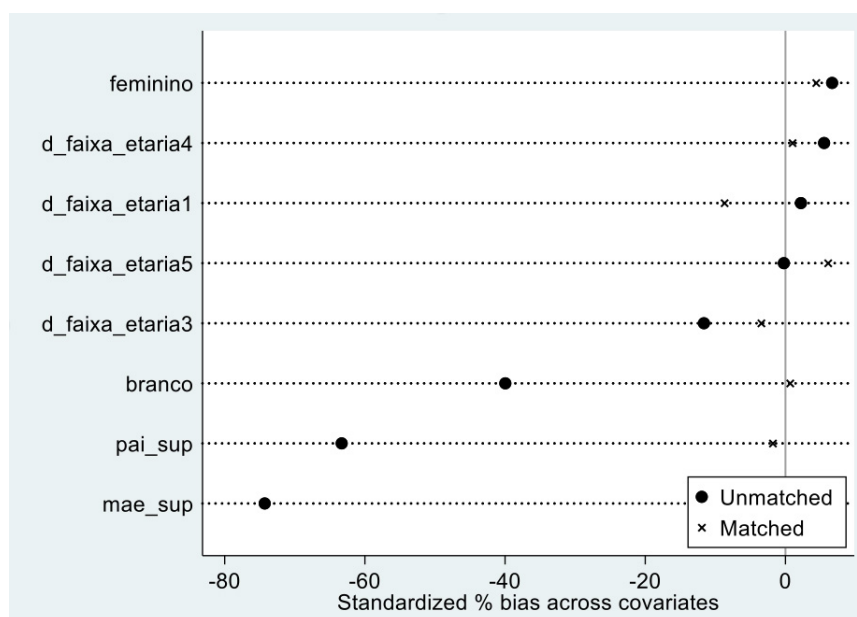
Para o emprego do pareamento por escore de propensão (PSM), foi necessário, primeiramente, modelar a probabilidade de tratamento utilizando um modelo Logit, como descrito na seção 4. As variáveis que se mostraram estatisticamente significantes (< 5% n. s.) para prever o tratamento foram: branco, mãe com estudo superior, pai com estudo superior.

Considerando-se que o percentual de tratados na amostra é de 50,22%, e levando-se em conta o critério Tratado=1 se $P(x) \geq 0,5022$, o modelo conseguiu classificar corretamente 81% dos casos de tratamento, 57% dos casos do controle e 69% dos casos em geral.

5.2 Qualidade do pareamento por Radius e Kernel

Nos pareamentos por Radius e Kernel, todas as observações de tratados (344) e controles (341) da amostra entraram no suporte comum, isto é, apresentaram uma probabilidade de pertencer ao grupo de tratados dentro de um intervalo comum aos dois grupos. Além disso, o pareamento foi eficaz em fazer o balanceamento das variáveis observáveis pré-tratamento entre os dois grupos. A Figura 3 ilustra o grau de viés das variáveis usadas para modelar o tratamento antes e depois do pareamento por Radius. Nota-se que, depois do pareamento, os vieses ficam próximos à linha vertical que indica ausência de viés²⁰.

FIGURA 3 – GRAU DE VIÉS DAS COVARIÁVEIS ANTES E APÓS O PAREAMENTO

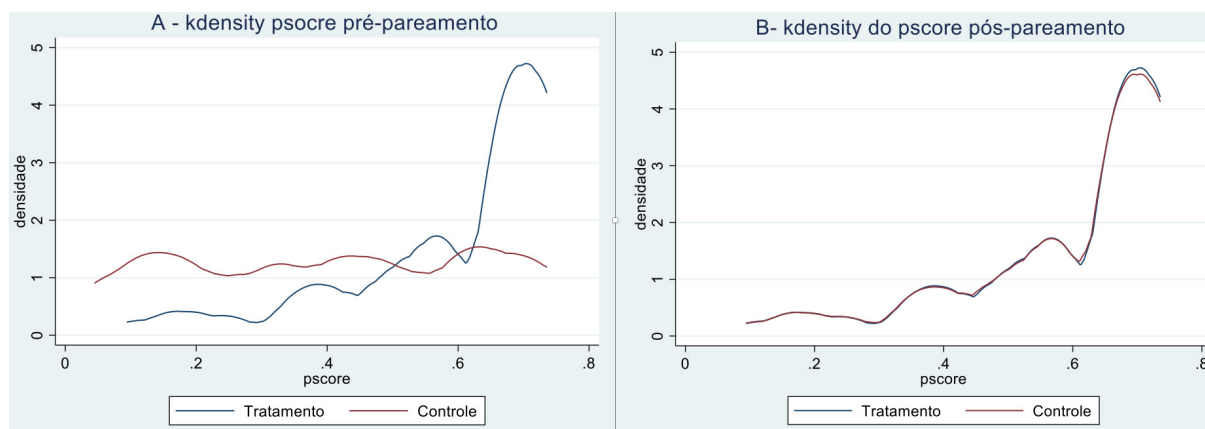


Fonte: Pesquisa de campo com os egressos da UFS entre 7/1/2020 e 5/2/2020.

²⁰ O método de Kernel apresentou resultados de qualidade do pareamento muito similares, que serão omitidos deste trabalho por economia de espaço e podem ser obtidos por demanda aos autores.

A Figura 4 reporta a função densidade do escore de propensão dos dois grupos antes (A) e depois (B) do pareamento. Pela figura (B), conclui-se que o pareamento foi bem-sucedido em tornar os dois grupos similares em termos da distribuição do escore de propensão.

FIGURA 4 – DISTRIBUIÇÃO DO ESCORE DE PROPENSÃO ENTRE GRUPOS DE TRATAMENTO E CONTROLE ANTES (FIGURA A) E DEPOIS DO PAREAMENTO (FIGURA B)



Fonte: Pesquisa de campo com os egressos da UFS entre 7/1/2020 e 5/2/2020.

Portanto, uma vez que os pareamentos por Radius e Kernel se mostraram eficazes em tornar comparáveis os dois grupos em termos da probabilidade de tratamento, eliminando o viés preexistente em características observáveis, a comparação do seu desempenho pôde ser realizada considerando a ponderação pelo Raking das observações tratadas e pareadas, como é mostrado na seção que se segue.

5.3 Estimando o desempenho relativo dos cotistas no mercado de trabalho

A Tabela 4 abaixo resume os resultados encontrados nas estimações do efeito das cotas de acordo com as várias técnicas econométricas empregadas e descritas na seção sobre metodologia.

Pelos resultados reportados na Tabela 4, todas as estimativas indicam uma maior participação dos egressos cotistas na População Economicamente Ativa (PEA) comparativamente aos egressos de AC – com resultados estatisticamente significantes a 5%. Em média, essa vantagem é de seis pontos percentuais, diferença que equivale exatamente àquela apontada na Tabela 3 quando comparadas as proporções incondicionais de participação na PEA dos dois grupos (0,06).

No que diz respeito às chances de estar ocupado e recebendo remuneração no mercado de trabalho, nenhum dos resultados apresentou significância estatística²¹, o que sugere que cotistas e ampla concorrência apresentam o mesmo desempenho no mercado de trabalho nesse quesito.

²¹ Apenas no modelo Logit sem controles a diferença de -0,04 é estatisticamente significativa a 10% de significância.

TABELA 4 – DESEMPENHO DOS EX-COTISTAS RELATIVAMENTE AOS EGRESSOS DE AMPLA CONCORRÊNCIA EM TERMOS DOS INDICADORES DE MERCADO DE TRABALHO ANALISADOS

<i>Modelos estimados</i>	<i>Variáveis dependentes</i>					
	Ocupados ou não		Apenas PEA	Apenas Ocupados Remunerados		
	PEA	Ocupação	Desemprego	Area de trabalho	Estabilidade do vínculo	Ln (salário-hora)
MQO sem controles	x	x	x	x	x	-0.2393**
MQO com controles	x	x	x	x	x	-0.0765
Logit sem controles (efeito marginal)	0.0574***	-0.0421**	0.0987***	-0.0352*	0.0426*	x
Logit com controles (efeito marginal)	0.0686***	-0.0080	0.06225***	-0.0039	0.0858***	x
Pareamento por Radius (caliper 0.01)	0.0585**	-0.04417	0.10165**	0.0474	0.0355	-0.0844
Pareamento por Kernel (caliper 0.01)	0.0603***	-0.0491	0.1078**	0.0327	0.0487	-0.0783
n - MQO (sem / com controles)	-	-	-	-	-	378
n - logit (sem / com controles)	685	685	556	386	386 / 381	-
n- PSM	685	685	556	386	386	386

Fonte: Pesquisa de campo com os egressos da UFS entre 7/1/2020 e 5/2/2020. Níveis de significância estatística: *** < 1%; ** < 5%; * < 10%.

Quanto à probabilidade de se estar desempregado, considerando como população de referência aqueles que pertencem à PEA, os beneficiários das cotas têm uma maior probabilidade de estarem desempregados em todas as estimações empregadas *vis a vis* aos seus pares da ampla concorrência, diferenças estatisticamente significantes. Este efeito é estimado em 6 pontos percentuais no modelo Logit com controles, 10 pontos percentuais nos modelos Logit sem controles e pareamento por Radius e 11 pontos percentuais no pareamento por Kernel. Na Tabela 3, a diferença de proporções brutas entre os grupos já apontava uma probabilidade de 10 pontos percentuais a mais nas chances de os cotistas estarem desempregados. Isso significa que, por algum motivo, as cotas não igualam as chances dos cotistas, relativamente aos não-cotistas, de encontrarem trabalho.

Em termos da probabilidade de estar trabalhando na mesma área em que se formou no curso de graduação, os resultados variam muito de sinal, e apenas o modelo Logit sem controles apontou um efeito negativo e estatisticamente significativo de três pontos percentuais de desvantagem dos cotistas nesse indicador. Assim, infere-se que os cotistas têm a mesma probabilidade que os egressos de AC de trabalharem na área em que se formaram. Novamente, o resultado estimado confirma o teste de diferença de proporções brutas reportado na Tabela 3.

No que diz respeito à estabilidade do vínculo no mercado de trabalho²², as estimações dos efeitos das cotas sobre esse indicador apresentam sinais de coeficientes positivos,

²² Considerou-se como tendo vínculo estável quem declarou ter carteira assinada, ser empregador ou funcionário público.

mas estatisticamente significantes apenas no caso da estimação dos modelos Logit sem e com controles. Nestes, os beneficiários das cotas apresentam uma maior probabilidade de vínculos estáveis da ordem de 4 e 9 pontos percentuais, respectivamente. Em termos da comparação das proporções brutas reportadas na Tabela 3, a diferença não havia se mostrado significativa estatisticamente.

Nas estimativas do impacto das cotas sobre o salário-hora dos egressos, os resultados em geral não se mostraram estatisticamente significantes, à exceção do modelo de regressão sem controles, cuja estimativa é certamente viesada.

Todavia, é possível que o desempenho relativo dos cotistas em termos de remuneração seja distinto entre grupos de sexo e cor/raça, como aponta a literatura. Ou ainda, pode ser que haja heterogeneidade no retorno salarial de acordo com o nível de remuneração dos egressos. Essas hipóteses são testadas na subseção que se segue.

5.4 Efeitos heterogêneos sobre o salário: regressões quantílicas

A Tabela 5 apresenta os resultados da estimação do modelo de determinação dos salários, representado pela equação 3, em que $y_i = \ln(\text{salário} - \text{hora}_i)$, por regressão quantílica, nos quantis 0.10, 0.25, 0.50, 0.75 e 0.90 da função de distribuição dos salários. Os resultados se subdividem em estimações com toda a amostra de egressos ocupados e remunerados, homens, mulheres, brancos e não brancos.

Nos resultados para toda a amostra, há evidências estatisticamente significantes de que os egressos cotistas têm um pior desempenho nos quantis mais altos da distribuição de salários: no 0.75, o retorno salarial dos cotistas é cerca de 26% menor do que os não cotistas, e no 0.90, esse diferencial é de 24%. Nos quantis inferiores da distribuição (0.10, 0.25 e 0.5) não foram encontradas diferenças estatisticamente significantes. Assim, as cotas parecem eficazes em promover a igualdade de salários em postos com retorno até a mediana das remunerações, mas não entre os postos de maior remuneração.

No caso das estimativas, considerando-se apenas os homens ocupados e recebendo remuneração, no quantil 0.25 da distribuição de salários houve uma diferença estatisticamente significativa entre cotistas e não cotistas, com uma vantagem salarial dos primeiros sobre os últimos de 55%.

Em se tratando das mulheres, a diferença estatisticamente significativa entre os grupos se apresenta no quantil 0.90, com uma desvantagem das egressas cotistas de cerca de 24% perante as não-cotistas.

No subgrupo dos brancos, não houve diferenças estatisticamente significantes – a não ser na mediana da distribuição, a 12% de n. s., com uma desvantagem salarial para os cotistas da ordem de 27%.

Por fim, entre os não brancos, observa-se uma desvantagem salarial dos cotistas da ordem de 27% no quantil 0.75 (significante a 5% de n.s.) e de 23% no 0.90 (significante apenas a 15% de n.s.).

Novamente, comparando-se as remunerações de acordo com os subgrupos de sexo e raça, os resultados sugerem que as cotas não são eficazes em promover uma igualdade de remuneração nos postos de maior retorno salarial para os egressos cotistas não-brancos e as mulheres.

TABELA 5 – REGRESSÕES QUANTÍLICAS PARA EFEITO HETEROGÊNEO DAS COTAS SOBRE OS SALÁRIOS

<i>Toda amostra</i>					
Variável	1o decil	25o decil	50o decil	75o decil	90o decil
Cotista	0.0404	-0.1021	-0.0533	-0.2564	-0.2433
P-valor	0.520	0.185	0.637	0.038**	0.045**
controles	sim	sim	sim	sim	sim
N	378	378	378	378	378
Pseudo R2	0.2382	0.2147	0.1809	0.2764	0.3653
<i>Homens</i>					
Variável	1o decil	25o decil	50o decil	75o decil	90o decil
Cotista	0.5471	0.1431	-0.1476	0.0186	-0.0677
P-valor	0.003***	0.541	0.370	0.911	0.725
controles	sim	sim	sim	sim	sim
N	159	159	159	159	159
Pseudo R2	0.3229	0.2571	0.2803	0.4104	0.4539
<i>Mulheres</i>					
Variável	1o decil	25o decil	50o decil	75o decil	90o decil
Cotista	0.0021	-0.0264	-0.1297	-0.0539	-0.2373
P-valor	0.989	0.665	0.355	0.749	0.036**
controles	sim	sim	sim	sim	sim
N	219	219	219	219	219
Pseudo R2	0.3302	0.3131	0.2264	0.2749	0.3988
Branços					
Variável	1o decil	25o decil	50o decil	75o decil	90o decil
Cotista	-0.6944	-0.1967	-0.2746	-0.0180	0.0861
P-valor	0.234	0.393	0.120	0.948	0.886
controles	sim	sim	sim	sim	sim
N	110	110	110	110	110
Pseudo R2	0.3438	0.2657	0.2549	0.3981	0.4897
Não-Branços					
Variável	1o decil	25o decil	50o decil	75o decil	90o decil
Cotista	-0.0178	0.0440	-0.0251	-0.3012	-0.2309
P-valor	0.915	0.605	0.846	0.031**	0.155
controles	sim	sim	sim	sim	sim
N	268	268	268	268	268
Pseudo R2	0.2330	0.2701	0.2444	0.3298	0.4359

Fonte: Pesquisa de campo com os egressos da UFS entre 07/01/2020 e 05/02/2020.
Níveis de significância estatística: *** < 1%; ** < 5%; * < 10%.

6. CONCLUSÕES

O intuito deste trabalho foi analisar o desempenho relativo de cotistas em termos de alguns indicadores de mercado de trabalho a partir de um levantamento amostral realizado junto aos egressos dos cursos de graduação da UFS entre 7 de janeiro de 2020 e 5 de fevereiro de 2020, e avaliar a eficácia da política em promover a igualdade das oportunidades e das remunerações no mercado de trabalho.

Os resultados das análises realizadas indicam que os egressos das cotas tendem a participar mais da PEA, mas suas chances de estarem desempregados também é maior *vis a vis* à situação de seus pares de ampla concorrência. Não foram observados efeitos robustos significantes nos indicadores de ocupação, trabalho na área de formação e estabilidade do vínculo, o que sugere que, aparentemente, nesses quesitos as cotas são eficazes na promoção da igualdade de oportunidades. Por outro lado, o que explicaria a maior taxa de desemprego entre os egressos cotistas é uma questão a ser respondida por estudos futuros, para que a política possa efetivamente servir ao propósito de promoção da igualdade de oportunidades e de renda. Talvez haja uma menor rede de contatos e, por consequência, piores oportunidades para uma inserção de acordo com as qualificações dos egressos cotistas em comparação à situação dos egressos de ampla concorrência. Nesse caso, pode ser necessária uma coordenação entre o Governo, as Instituições Federais de Ensino Superior e empregadores no sentido de abrirem espaços no mercado de trabalho para esses jovens.

No que diz respeito aos efeitos sobre a remuneração, em média, as regressões por MQO e as estimativas por pareamento indicam que o desempenho dos cotistas não difere do desempenho de ampla concorrência – o que demonstraria uma eficácia da política em promover equidade salarial. Contudo, ao se avaliar a heterogeneidade do efeito das cotas de acordo com a posição dos indivíduos na distribuição de remunerações, os resultados das regressões quantílicas mostram que os cotistas se saem pior nos quantis superiores de rendimento (0.75 e 0.90) – resultados similares aos encontrados por Ferreira e Almeida (2022). Nessas situações, a desvantagem salarial dos cotistas quando comparados aos seus pares da ampla concorrência é de cerca de 25% e 24%, respectivamente. Assim, as cotas aparentemente não estão conseguindo promover uma equidade salarial nos postos mais bem remunerados.

Além disso, quando se consideram os efeitos específicos das cotas para os subgrupos de sexo e cor, há indícios de um teto de vidro²³ para os cotistas não-brancos e mulheres, como também sugerem os resultados de Francis-Tan e Tannuri-Pianto (2018).

Os motivos pelos quais ocorre essa desvantagem salarial economicamente relevante nos níveis mais elevados de remuneração exige uma averiguação em outras pesquisas. Eles podem se dever a fatores como: uma maior rede de contatos no mercado de trabalho por parte dos egressos de ampla concorrência, o que facilita a obtenção de melhores colocações iniciais; um efeito residual da bagagem familiar, que faz com que AC tenha credenciais melhores para assumirem as melhores posições; um preconceito estrutural mais resistente a mudanças no perfil dos trabalhadores que assumem postos de comando e recebem as maiores remunerações; ou ainda razões outras.

Em Franco et al., (2021) buscou-se avaliar o desempenho dos cotistas relativamente a seus pares de ampla concorrência no quesito desempenho acadêmico. Os resultados indicam

²³ De acordo com a Comissão Federal de Teto de Vidro dos Estados Unidos (UNITED STATES FEDERAL GLASS CEILING COMMISSION, 1995), a definição para o teto de vidro é: a barreira invisível, mas intransponível, que impede que minorias, entre elas, as mulheres, subam aos degraus superiores da escada corporativa, independentemente de suas qualificações ou realizações.

que os cotistas tendem a se sair melhor até a mediana da distribuição de notas, enquanto ampla concorrência apresentaria vantagens nos percentuais superiores (0.75 e 0.9 quartil). Esses achados sugerem uma possível dificuldade enfrentada pelos cotistas para alcançarem posições de liderança e maior prestígio na carreira profissional.

Por fim, ressaltam-se as limitações deste trabalho, que se devem, principalmente, à base de dados, cujas informações não puderam ser cruzadas com o histórico acadêmico dos egressos da UFS pela natureza anônima das respostas ao questionário. Isso teria permitido controlar as análises também pelo desempenho acadêmico dos egressos, fortemente correlacionado com habilidades natas e contexto familiar, a fim de se testarem algumas das hipóteses levantadas acima sobre as desigualdades observadas nos indicadores de mercado de trabalho. Num estudo futuro, pretende-se confrontar os resultados aqui encontrados com aqueles obtidos para os egressos da UFS, a partir das informações contidas na Relação Anual de Informações Sociais para os anos de 2019 em diante no estado de Sergipe.

REFERÊNCIAS

BERTRAND, Marianne; HANNA, Rema; MULLAINATHAN, Sendhil. Affirmative action in education: evidence from engineering college admissions in India. **Journal of Public Economics**, Örebro, n. 94, 2010.

BRITTO, Diogo. G. C.; FONSECA, Alexandre; PINOTTI, Paolo; SAMPAIO, Breno; WARWAR, Lucas. Intergenerational mobility in the land of inequality. **Discussion Paper, nº 15611**, IZA – Institute of Labor Economics. Bonn, Germany, 2022. Disponível em: <https://docs.iza.org/dp15611.pdf> Acesso em: 21 mai. 2024.

DEBELL, Matthew; KROSNICK, Jon A. Computing weights for American national election study survey data. **American National Election Studies**, Technical Report series, No. nes012427, 2009. Disponível em: <http://www.electionstudies.org>. Acesso em 10 abr. 2023.

FEDERAL GLASS CEILING COMMISSION. Solid Investments: Making Full Use of the Nation's Human Capital. **Recommendations of the Federal Glass Ceiling Commission**, U.S. Department of Labor, Washington, 1995. Disponível em: <https://hdl.handle.net/1813/79349>. Acesso em 02 mai. 2023.

FERREIRA, Francisco Danilo da Silva; ALMEIDA, Aléssio Tony Cavalcante. Ação afirmativa e ganhos iniciais após a graduação: uma análise para egressos da UFPB. **Planejamento e Políticas Públicas**, out-dez, nº 64, 2022. Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/1672/667> Acesso em: 21 mai. 2024.

FRANCIS-TAN, Andrew; TANNURI-PIANTO, Maria. Black Movement: Using discontinuities in admissions to study the effects of college quality and affirmative action. **Journal of Development Economics**, v. 135, 2018.

FRANCO, Ana Maria de Paiva; OLIVEIRA, Kleber Filho; ESPERIDIÃO, Fernanda. A lei de cotas no ensino superior: testando a hipótese de incompatibilidade no caso da Universidade Federal de Sergipe. **Revista de Gestão e Avaliação Educacional**, Santa Maria, v. 10, n. 19, 2021.

FRYER Roland. G. Junior; LOURY, Glenn C. Affirmative action and its myths. **Journal of economic perspectives**, Pittsburgh, n. 19, 2005.

FUJIWARA, T.; LAUDARES, H.; CAICEDO, F. V. Tordesillas, slavery and the origins of Brazilian Inequality. **Working paper**, 2017.

HERRNSTEIN, R. J.; MURRAY, C. A. **The bell curve**: intelligence and class structure in American life. New York: Free press, 1994.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Síntese de indicadores sociais**: uma análise das condições de vida da população brasileira: 2019. Rio de Janeiro, IBGE, 2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9221-sintese-de-indicadores-sociais.html?edicao=25875>. Acesso em 30/04/2023.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Principais diferenças metodológicas entre as pesquisas PME, PNAD e PNAD Contínua. **Nota Técnica. 24** de novembro de 2015. Disponível em: https://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_continua/Nota_Tecnica/Nota_Tecnica_Diferencas_Metodologicas_das_pesquisas_PNAD_PME_e_PNAD_Continua.pdf. Acesso em 27 abr. 2023.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Mercado de trabalho: conjuntura e análise**. Ano 25, Vol. 67. Brasília: Ipea – Ministério do Trabalho, 2019.

KANE, Thomas. Racial and ethnic preferences in college admissions. In: **The black-white test score gap**. Washington DC: Brookings Institutional Press, 1998, p. 431-456.

KOENKER, Roger; BASSET, Gilbert. Regression Quantiles. **Econometrica**, New Haven, v. 46, n. 1, 1978.

LEUVEN, Edwin; SIANESI, Barbara. **PSMATCH2**: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing. Disponível em: <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>. Acesso em 10 mar. 2020.

LOURY, Linda Datcher; GARMAN, David. Affirmative action in higher education. **American Economic Review**, Pittsburgh, n. 83, 1993.

OBSERVATÓRIO DO LEGISLATIVO BRASILEIRO. Ciências Sociais Articuladas – O Congresso e a Revisão da Política de Cotas. Postado por OLB em 17/12/2022. Disponível em: www.olb.org.br. Acesso em 01 de mar. 2023.

OECD. **Education at a Glance 2016: OECD Indicators**. Disponível em: <http://www.oecd.org/edu/education-at-a-glance-19991487.htm>. Acesso em 01 out. 2019.

ROSENBAUM, Paul; RUBIN, Donald. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, Oxford, v. 70, 1983.

ROTHSTEIN, Jesse; YOON, Albert. H. Mismatch in law school. **CEPS Working Paper**, Princeton, nº 123, february, 2006. Disponível em: <https://gceps.princeton.edu/wp-content/uploads/2017/01/123rothstein.pdf> Acesso em: 21 mai. 2024.

ROTHSTEIN, Jesse; YOON, Albert. H. Affirmative action in law school admissions: what do racial preferences do? **University of Chicago Law Review**, Berkley, n. 75, v. 2, 2008.

STATA CORP. Stata statistical software: Release 17. College Station, TX: StataCorp LP, 2017.

TAVOLARO, Lilia. G. M. Affirmative Action in Contemporary Brazil: Two Institutional Discourses on Race. **International Journal of Politics and Cultural Science**, London, n. 19, 2008.

THERNSTROM, Stephan; THERNSTROM, Abigail. M. **America in black and white**: one nation, indivisible. New York: Simon & Schuster, 1997.

VIEIRA, Renato Schwambach; ARENDS-KUENNING, Mary. Affirmative action in Brazilian universities: Effects on the enrollment of targeted groups. **Economics of Education Review**, Amsterdam, v. 73, n. 101931, 2019.

WOOLDRIDGE, Jeffrey. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology, 2002.

WOOLDRIDGE, Jeffrey. M. **Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna**-4ª Edição. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

World Bank. Poverty and Inequality Platform. Sítio: <https://data.worldbank.org/indicator/SI.POV.GINI>. Acesso em 14/04/2023.

Recebido em: 02/05/2023

Aprovado em: 21/05/2024