

A LEI DE COTAS NO ENSINO SUPERIOR: TESTANDO A HIPÓTESE DE INCOMPATIBILIDADE NO CASO DA UNIVERSIDADE FEDERAL DE SERGIPE¹

<http://dx.doi.org/10.5902/2318133863420>

Ana Maria de Paiva Franco²
Kleber Fernandes de Oliveira³
Fernanda Esperidião⁴

Resumo

Neste trabalho buscou-se testar a hipótese, presente na literatura sobre políticas afirmativas no ensino superior, de que há uma incompatibilidade entre o aluno que ingressa por meio de cotas e o ambiente acadêmico com elevada exigência de desempenho. Foram utilizados dados referentes aos ingressantes entre 2013 e 2017 da Universidade Federal de Sergipe com informações sobre desempenho acadêmico até maio de 2018, perfil do aluno e curso. Métodos estatísticos e econométricos foram empregados nas análises e as estimativas apontam que, em geral, os cotistas se saem melhor do que ampla concorrência. Porém, esta vantagem prevalece apenas no quantil mais baixos da distribuição de notas até a mediana. A partir do terceiro quartil não há evidências sistemáticas de diferenças entre os grupos.

Palavras-chave: políticas afirmativas; cotas; ensino superior; diferenciais de desempenho.

THE QUOTA'S LAW IN HIGH EDUCATION: ASSESSING THE MISMATCH HYPOTHESIS IN THE CASE OF FEDERAL UNIVERSITY OF SERGIPE

Abstract

In this work we search to test the hypothesis, present in the literature on affirmative policies in high education that there is a mismatch between the student that enters through quotas and an academic environment with high demand on performance. Data related to incoming students between 2013 and 2017 at Federal University of Sergipe were used, with information on academic achievement until May 2018, student and curse profile. Statistic and econometric methods were employed in the analysis and the estimations points that, in general, the quotas students overcome the wide competition ones. However, this advantage prevails only in the lower quantiles of the score distribution until the median. From the third quartile on, there is no systematic evidence of differences between the groups.

Key-words: affirmative policies; quotas; high education; performance differentials.

¹ Esta pesquisa contou com o financiamento da Fundação de Amparo à Pesquisa de Minas Gerais - Fapemig -, processo APQ-00771-17, edital n. 001/2017 - demanda universal. Agradecemos a colaboração da bolsista Daniele Pereira Silva e da Coordenação de Planejamento e Avaliação Acadêmica da UFS pelo acesso à base de dados de desempenho acadêmico.

² Universidade Federal de Uberlândia, Brasil. E-mail: ana.paiva@ufu.br.

³ Universidade Federal de Sergipe, Brasil. E-mail: koliveira@academico.ufs.br.

⁴ Universidade Federal de Sergipe, Brasil. E-mail: esperidiao@ufs.br.

Introdução

Muitos países adotam programas de ações afirmativas no ensino superior para grupos sociais que enfrentam discriminação. No Brasil a lei n. 12.711/2012 - Lei das Cotas - estabeleceu que até 2015 as instituições federais de ensino superior deveriam reservar pelo menos 50% de suas vagas, em cada curso e em todos os turnos, para alunos que tenham cursado integralmente o ensino médio em escolas públicas. A reserva das vagas para cotistas deveria levar em conta ainda a proporção do total de negros, pardos e indígenas em cada Estado.

Onde quer que entrem em vigor programas de ações afirmativas suscitam debates. No Brasil há quem alegue que as cotas são injustas por promoverem uma discriminação às avessas, penalizando os jovens de origens mais favorecidas historicamente, o que seria anticonstitucional. Além disso as cotas gerariam alocações educacionais não ótimas ou distorcidas ao não respeitarem 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; Andrade, 2004).

Na literatura econômica a 'hipótese de incompatibilidade' afirma que esse tipo de política insere indivíduos ou grupos sociais que não estão devidamente preparados em um ambiente competitivo e de elevadas exigências acadêmicas, acarretando baixo desempenho acadêmico, abandono e, inclusive, dificuldades de inserção no mercado de trabalho. No ensino superior, seguindo essa hipótese, a reserva de vagas teria ainda outro efeito sobre os ingressantes: desencorajamento frente às exigências do ensino quanto da diminuição da autoestima, sentimento de não pertencimento e aumento da discriminação⁵.

Na direção oposta a esses argumentos Holzer e Neumark (2009) defendem que políticas de reserva de vagas no ensino superior resultam em ganhos líquidos para os contemplados e a sociedade. Sobre essa visão os alunos provenientes de grupos em desvantagem conseguem alcançar, ao longo de sua vida acadêmica, o desempenho de seus pares não contemplados pelas cotas, mesmo que partam de posições inicialmente piores em termos de desempenho acadêmico: processo denominado na literatura de *catch up*. Além disso os beneficiários não só obteriam ganhos líquidos decorrentes do acesso à educação superior, como ainda esses ganhos superariam os potenciais ganhos dos indivíduos que são deslocados pelos cotistas. Assim, ações afirmativas acarretariam uma realocação eficiente dos recursos da educação superior⁶.

No âmbito formal a Lei das Cotas prevê que em dez anos, ou seja, em 2022, o programa seja revisto e, até lá, a sociedade deverá reunir informações suficientes para responder a algumas questões importantes sobre este tema que são levantadas dentro e fora do país. Nesse sentido, este documento contribui com evidências para o debate sobre a importância das cotas como instrumento de redução das desigualdades sociais no Brasil.

Neste artigo apresenta-se resultados de pesquisa pela qual se investigou a 'hipótese de incompatibilidade' ao se comparar o desempenho dos alunos cotistas relativamente aos não cotistas na Universidade Federal de Sergipe, utilizando como base os

⁵ Algumas referências sobre este tema são Alon e Tienda, 2005; Herrnstein e Murray, 1994; Kane, 1998; Loury e Garman, 1993; Rothstein e Yoon, 2007; Rothstein e Yoon, 2008; Thernstrom e Thernstrom, 1997.

⁶ Ver Bertrand et al., 2009.

microdados referentes a 22.152 observações de estudantes que ingressaram no ensino superior presencial entre 2013 e 2018. Os indicadores de desempenho são a média de conclusão - MC - e índice de eficiência acadêmica - IEA - com posição em maio de 2018, data da coleta dos dados.

A estratégia metodológica consistiu em testes não paramétricos para identificar diferença na distribuição dos indicadores dos grupos e testes de diferenças de médias com o controle por características observáveis dos alunos: regressões por mínimos quadrados ordinários. Além disso estimou-se o efeito médio do tratamento sobre os tratados por meio do método de pareamento por score de propensão - *propensity score matching* -, bem como modelos de regressões quantílicas para verificar se haveria heterogeneidade nos diferenciais de desempenho entre cotistas e ampla concorrência de acordo com os quantis das distribuições de notas.

Os resultados indicam que os ingressantes por meio das modalidades de cotas na UFS tendem a apresentar um desempenho melhor do que os ingressantes por ampla concorrência. Este resultado se mostrou robusto às diversas especificações de modelos e filtros impostos nas estimações. Contudo, a vantagem dos cotistas parece prevalecer apenas nos percentis mais baixos da distribuição de notas até a mediana. A partir daí, no terceiro quartil e no nono decil da distribuição, não há mais um diferencial sistemático de desempenho entre os grupos.

Hipótese de incompatibilidade

A reserva de vagas para ingresso no ensino superior de subgrupos específicos da população que, por motivos de diferenças de oportunidades e por se encontrarem numa posição de desvantagem frente aos demais membros da sociedade, se encontram sub-representados no meio acadêmico, se enquadra no rol do que se denomina ações afirmativas, termo cunhado nos Estados Unidos nos anos 1960 durante o Movimento do Direitos Civis⁷.

Antes mesmo do surgimento do termo muitos países já adotavam medidas de ações afirmativas contra a discriminação e sub-representação de determinados grupos em diversos setores e instituições da sociedade. Nos próprios Estados Unidos, em 1935, já se faziam presentes medidas desta natureza na legislação trabalhista, assim como na Índia⁸, Paquistão, Austrália, África do Sul, Malásia e Brasil. Atualmente diversos países adotam algum tipo de ação afirmativa, como a Bósnia, China, Macedônia, Nova Zelândia, Eslováquia e Reino Unido (Moehlecke, 2002).

No Brasil, embora em escala bastante inferior quando comparada com a abordagem do tema nos EUA, alguns trabalhos se propuseram a averiguar este tipo de situação nas universidades brasileiras que, a partir de 2003, foram adotando a reserva de vagas para determinadas categorias no ensino superior.

⁷ Segundo Cavalcanti (2015) entende-se por ações afirmativas todas as medidas ou ações, políticas, iniciativas que tem como objetivo diminuir as desigualdades existentes entre os diferentes segmentos da sociedade e que promovam a inclusão e igualdade entre seus cidadãos. Essas ações visam superar as barreiras institucionais e sociais que impossibilitam grupos em situações de desvantagem de se beneficiarem de oportunidades iguais aos demais membros da sociedade. Como o grupo alvo da política pode variar ao longo do tempo e de país para país, sua adoção esbarra em vários condicionantes, dentre os quais as decisões orçamentárias.

⁸ No que tange a reserva de vagas no ensino superior a Índia, em 1948, adotou medidas neste sentido, com vistas à garantir o acesso de castas inferiores.

Contudo, de acordo com a pesquisa realizada por Daflon, Junior e Campos (2013) até 2012 havia grande heterogeneidade nas políticas de cotas no que tange às regras adotadas por cada instituição, o público-alvo da política e o escopo das ações. Isso faz com que grande parte dos resultados observados apresentem divergências ou sejam de difícil comparação.

Quadro 1 -

Literatura nacional: testando a hipótese de incompatibilidade.

Autores	Caso / período analisado	Metodologia	Conclusões	Há mismatch?
Cardoso (2008)	Universidade de Brasília (UnB) anos 2004, 2005 e 2006.	Comparação das notas no vestibular - escore bruto - e médias no 1º semestre do curso por área - Humanas, Ciências e Saúde - e nível de prestígio dos cursos, concorrência.	1) Cotistas evadem menos que não cotistas; 2) Cotistas estão proporcionalmente mais representados nos cursos de menor prestígio social; 3) Nos cursos de alto prestígio das áreas de Humanas e Ciências, e de menor prestígio da área de Saúde, os cotistas apresentam desempenho inferior em média de 7 pontos percentuais. Nos demais cursos a diferença é praticamente inexistente e por vezes a favor dos cotistas.	Não
Cavalcanti (2015)	Universidade Federal da Bahia (UFBA) de 2005 a 2013.	Análise da diferença no rendimento acadêmico por gênero entre cotistas e não cotistas. Método: Pareamento por Score de Propensão.	1) Cotistas apresentam rendimento inferior aos não cotistas no período analisado; 2) Ao longo do tempo os diferenciais tendem a diminuir, mas não são totalmente eliminados.	Sim
Veloso (2009)	Universidade de Brasília (UnB) anos 2004, 2005 e 2006.	Comparação do rendimento acadêmico nos cursos por área - Humanas, Ciências e Saúde - e nível de prestígio	Aparente prevalência de melhor desempenho por parte dos não cotistas, em especial nas áreas	Em alguns casos
<p><i>Regae: Rev. Gest. Aval. Educ.</i> Santa Maria v. 10 n. 19 e63420, p. 1-28 2021</p>				

		dos cursos (concorrência), do 1º ao 6º semestre letivo.	de humanidades e ciências e cursos de maior prestígio.		
Bezerra e Gurgel (2012)	Universidade Estadual do Rio de Janeiro (Uerj) anos 2005 e 2009.	Comparação de médias - notas no vestibular e média acadêmica - e teste sociométrico para aferir a inclusão dos cotistas no ambiente acadêmico.	1) Apesar de um elevado diferencial de nota de ingresso no vestibular, cotistas apresentam médias acadêmicas em seus cursos muito próximas as da ampla concorrência; 2) taxa de abandono do curso entre cotistas é de 11 a 17 pontos percentuais, inferior àquela observada entre ampla concorrência; 3) alunos cotistas são bem integrados e acolhidos no ambiente acadêmico, sendo as preferências por parecerias entre colegas regidas por afinidade intelectual e não modo de ingresso.	Não	
Decanato de Ensino e Graduação (2014)	UnB, 2º semestre de 2004 ao 1º semestre de 2013.	Comparação entre o desempenho de alunos cotistas e não cotistas e suas condições socioeconômicas - médias acadêmicas.	1) As cotas permitiram o acesso de estudantes que, sem essas políticas, não teriam ingressado; 2) Cotistas não apresentaram piores resultados que não-cotistas, independentemente de sua área de conhecimento.	Não	
Pereira et al. (2015)	Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (Enade) Brasil, 2008.	Estimador diferença-em-diferenças (DD) em conjunto com o método de Pareamento por Score de Propensão (PSM).	Os cursos de Pedagogia, História e Física pioraram com as cotas - cotistas pontuam menos que não cotistas - ,	Em alguns casos	
Regae: Rev. Gest. Aval. Educ.	Santa Maria	v. 10	n. 19	e63420, p. 1-28	2021

			enquanto Agronomia se beneficiou com a política.	
Gutierrez, R. S.; França, M. T. (2016)	Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (Enade) Brasil, 2012.	Regressões por MQO e Decomposição de Oxaca para medir os efeitos das cotas nas instituições de ensino superior, tendo como indicador a nota geral no exame final do Enade.	1) Cotistas de escolas públicas se saem melhor que os outros tipos de alunos (todos), em qualquer tipo de instituição: federais, estaduais, privadas; 2) Cotistas de raça se saem pior nas públicas e melhor nas privadas; 3) Cotistas nos dois critérios - raça e renda - se saem melhor nas estaduais e privadas e pior nas federais; 4) Cotistas de critério renda se saem pior que os demais tipos de alunos em todos os tipos de instituições.	Em alguns casos

Fonte: autores.

Dados e metodologia⁹

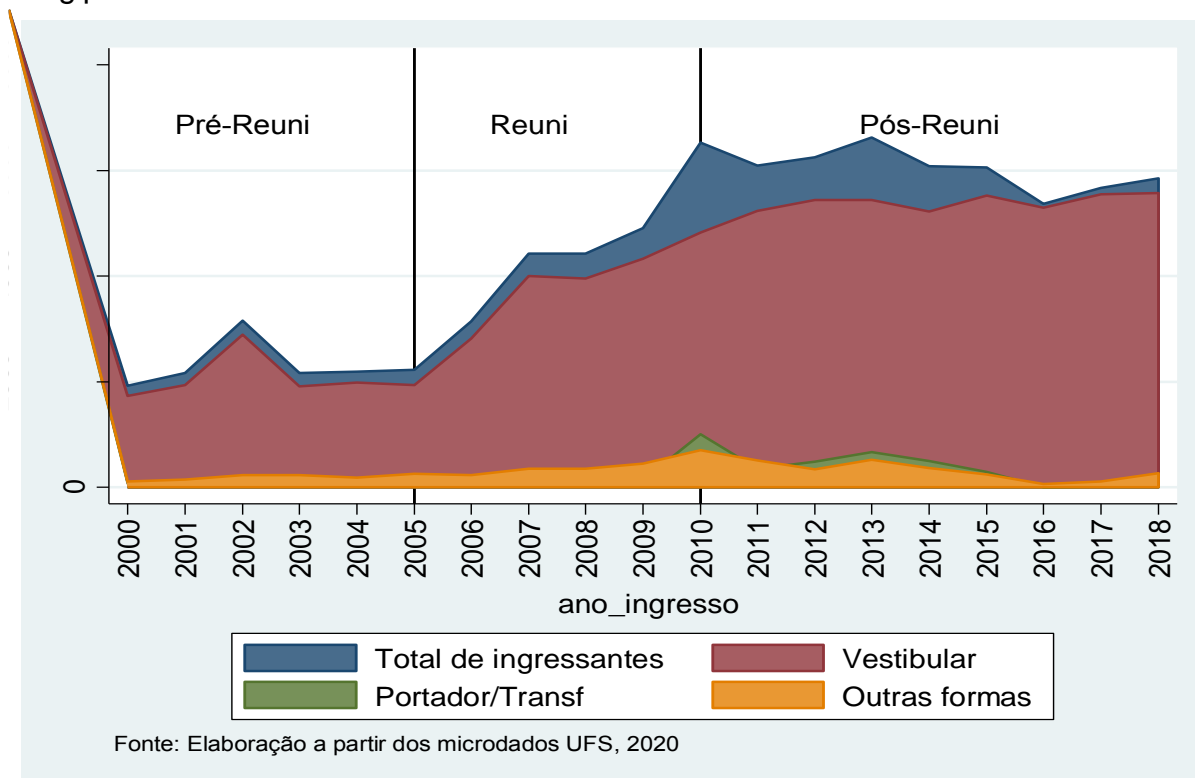
Contexto institucional

O recorte temporal adotado nas análises deste artigo - ingressantes no período 2013-2018 - é importante porque sucede a fase de intensa expansão institucional vivido pelo ensino superior brasileiro, conduzido pelo Programa de Apoio a Planos de Reestruturação das Universidades Brasileiras - Reuni -, com efeitos importantes em universidades de menor porte, como a UFS.

O número total de ingressantes nos cursos presenciais de graduação da UFS aumentou de 1.917 para 5.821, entre 2000 e 2018, tendo alcançado 6.621 vagas em 2013 por conta do processo de instalação de campi fora da sede, a ampliação de vagas de transferências e portadores de diploma. Ao longo do período considerado o maior crescimento ocorreu a partir de 2005 com a incorporação de 500 alunos em média por ano, até atingir um máximo de 6.621 ingressantes no ano de 2013. A partir de então os ingressos por outras formas tiveram redução e o afluxo anual de alunos mantém-se em torno de 5.700.

⁹ Todas as estatísticas desta seção, bem como as estimações dos modelos na seção que se segue, foram realizadas com o uso do software Stata (Statacorp, 2013).

Figura 1 -
Ingressantes em cursos presenciais de graduação na Universidade Federal de Sergipe 2000-2018.



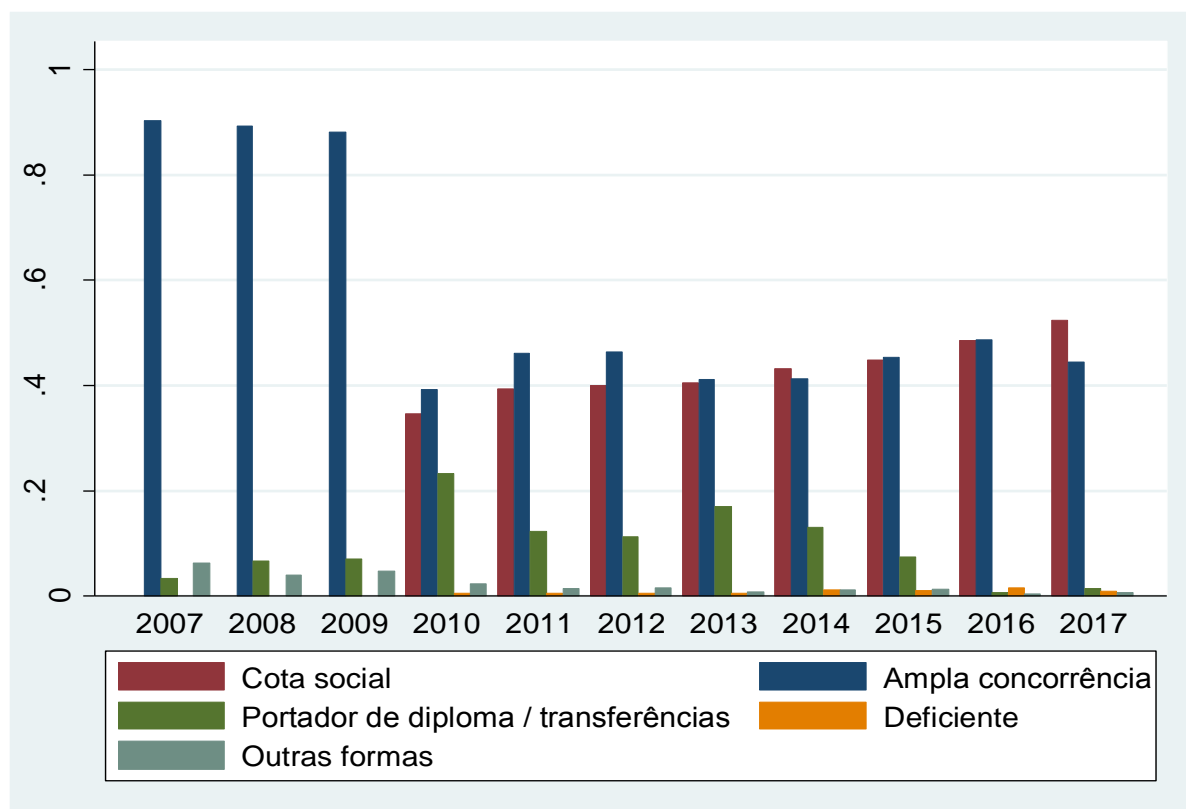
Fonte: microdados da UFS.

A adoção das cotas na UFS ocorreu em 2010 e a adesão à Lei das Cotas em 2013¹⁰. Desde então as vagas foram ocupadas por candidatos que concorreram na modalidade de ingresso de cotas, seguida por ampla concorrência. Em termos proporcionais diminuiu expressivamente a participação do ingresso de portadores de diploma ou transferências internas no total de matrículas em cursos presenciais, enquanto o acesso por meio de cotas para deficientes teve expressivo aumento. A figura 2 ilustra essas tendências gerais.

¹⁰ A lei 12.711 estabeleceu as seguintes categorias de cotas sociais para ingresso nas instituições federais de ensino superior: ter cursado o ensino médio integralmente em escola pública; ter cursado o ensino médio integralmente em escola pública e ter renda per capita familiar inferior a um e meio salários mínimos; ter cursado o ensino médio integralmente em escola pública e se autodeclarado preto, pardo ou indígena, independentemente da renda familiar; ter cursado o ensino médio integralmente em escola pública e se autodeclarado preto, pardo ou indígena com renda per capita familiar inferior a um e meio salários mínimos.

Figura 2 -

Participação dos tipos de modalidade de ingresso na UFS relativamente ao total de matrículas por ano (2007-2017).



Fonte: microdados da UFS.

Na tabela 1 consta a distribuição detalhada de frequências dos estudantes por ano e por modalidade de ingresso no período 2013-2017, após a entrada em vigência da lei n. 12.711. A última coluna da tabela 1 apresenta a variação percentual observada no período para cada tipo de modalidade de ingresso na UFS. Como se vê, em termos relativos, o ingresso na UFS por ampla concorrência diminuiu 7% no período, enquanto que o ingresso por meio das cotas aumentou.

Tabela 1 -

Distribuição dos estudantes segundo modalidade de ingresso na UFS por ano de ingresso a partir de 2013.

Modalidade de ingresso	Ano ingresso na UFS					Variação percentual (2013-2017)
	2013	2014	2015	2016	2017	
Ampla concorrência	2.722	2.517	2.753	2.612	2.536	-7%
	41%	41%	45%	49%	44%	
Cota: cor, raça e escola pública	978	991	981	983	1.105	13%
	15%	16%	16%	18%	19%	
Cota: escola pública e renda	288	296	319	311	333	16%
	4%	5%	5%	6%	6%	
Cota: cor, raça e renda	1.092	1.049	1.094	1.018	1.211	11%
	16%	17%	18%	19%	21%	
Cota: escola pública	327	296	321	294	342	5%
	5%	5%	5%	5%	6%	
Cota: deficiência	36	72	62	85	58	61%
	1%	1%	1%	2%	1%	
Portador diploma/transferências	1.126	796	453	37	82	-93%
	17%	13%	7%	1%	1%	
Outras	51	72	78	24	39	-24%
	1%	1%	1%	0%	1%	
Total	6.620	6.089	6.061	5.364	5.706	-14%

Fonte: microdados da UFS.

Cortes a serem analisadas e filtros

No intuito de buscar identificar se há discrepância no rendimento acadêmico de alunos beneficiados pela Lei de Cotas *versus* ampla concorrência se faz necessário comparar apenas os estudantes que ingressaram na UFS por meio de uma dessas modalidades e a partir da entrada em vigor da lei 12.711, ou seja, de 2013 em diante, o que totaliza 26.769 observações.

Contudo, devido as informações faltantes dos indicadores de desempenho e de algumas variáveis de controle que entraram nas análises de regressão, houve uma perda de 17% da amostra¹¹, restando 22.152 observações. Na tabela 2 apresenta-se as distribuições de frequência dos alunos por modalidade de ingresso antes e depois dos cortes.

¹¹ Essas informações faltantes, porém, estavam relativamente calibradas entre os dois grupos (cotistas e ampla concorrência), havendo uma diferença de um ponto percentual a mais na proporção de alunos que ingressaram por meio de ampla concorrência na amostra final (de 22.152 observações), vis a vis a amostra inicial (de 22.769 observações). Desta forma, não deve haver viés de seleção amostral decorrente da eliminação de observações com informações faltantes para as variáveis em análise neste trabalho.

Tabela 2 -

Distribuição de frequências dos estudantes segundo a modalidade de ingresso na UFS (2013-2017) antes e depois do recorte amostral.

Modalidade de ingresso	Amostra 26.769 observações	Amostra 22.152 observações
Ampla concorrência	49%	50%
Cotistas	51%	50%
Total	100%	100%

Fonte: microdados da UFS.

Métricas de desempenho e rendimento acadêmico dos graduandos UFS

O desempenho acadêmico dos estudantes da UFS até 2014 era medido pela média geral ponderada - MGP. Contudo, a partir de 2015 houve uma mudança no cálculo do desempenho acadêmico e a média de conclusão - MC - passou a substituir a MGP, não sendo as duas métricas comparáveis. Por este motivo a média de conclusão - MC - será o indicador de desempenho utilizado nas análises deste trabalho, que cobre o período 2013-2017. Além disso a partir de 2015 há um novo índice denominado índice de eficiência acadêmica - IEA. Este índice leva em conta o produto entre a MC e mais dois outros índices que buscam medir a eficiência do aluno no cumprimento do currículo de seu curso: o índice de eficiência em carga horária - IEC -, que é a divisão da carga horária com aprovação pela carga horária utilizada, e o índice de eficiência em períodos letivos - IEPL -, que é a divisão da carga horária acumulada pela carga horária esperada. Assim, $IEA = MC * IEC * IEPL * 10^{12}$. Na tabela 3 apresenta-se as estatísticas descritivas desses indicadores para as coortes de ano de ingresso de 2013 a 2017.

Além disso nota-se, pelas figuras 3 e 4, que há grande densidade de observações com indicadores MC e IEA iguais a zero: 14% da amostra¹³. Optou-se por não excluir essas observações das análises que se seguem para não causar nenhum viés na amostra, uma vez que o indicador nulo pode decorrer de abandono, desistência, mau desempenho e outros fatores que se relacionam à hipótese de incompatibilidade¹⁴.

Tabela 3 -

Estatísticas descritivas dos indicadores de desempenho e rendimento acadêmico da UFS em cursos de graduação presenciais para alunos ingressantes nos anos de 2013 a 2017.

Indicador	Frequência	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
MC	22.152	5,23	2,94	0,00	10,00
IEA	22.152	31,55	30,70	0,00	100,00
IECH	22.152	0,66	0,29	0,30	1,00
IEPL	22.152	0,60	0,28	0,30	1,10

Fonte: microdados da UFS.

¹² Ver as normas acadêmicas da UFS para detalhes sobre o cálculo das métricas (Conepe, 2015).

¹³ Em termos de distribuição de frequência verificou-se que, em geral, há uma frequência maior de alunos de ampla concorrência com MC iguais a zero do que de alunos cotistas, sendo que a diferença média entre as duas modalidades de ingresso no período 2013-2017 é de 10 pontos percentuais.

¹⁴ Nos testes de robustez das regressões, porém, foram feitas análises considerando-se apenas as observações com indicadores diferentes de zero, para ver se os resultados se mostravam robustos a este tipo de filtro.

As figuras de 3 e 4 reportam os histogramas dos indicadores MC e IEA, respectivamente, para a amostra com informações completas (22.152).

Figura 3 -
Histograma MC.

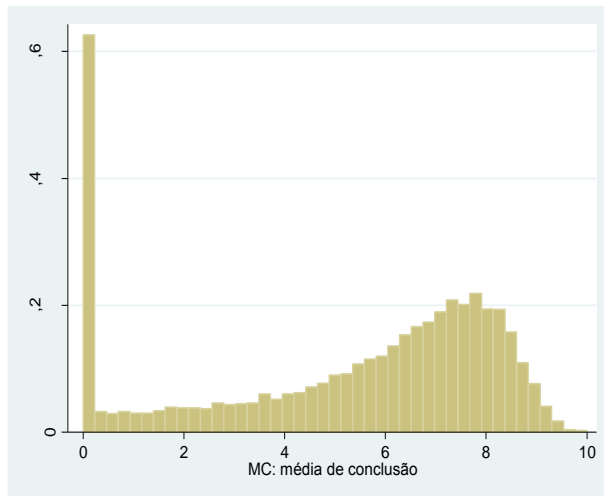
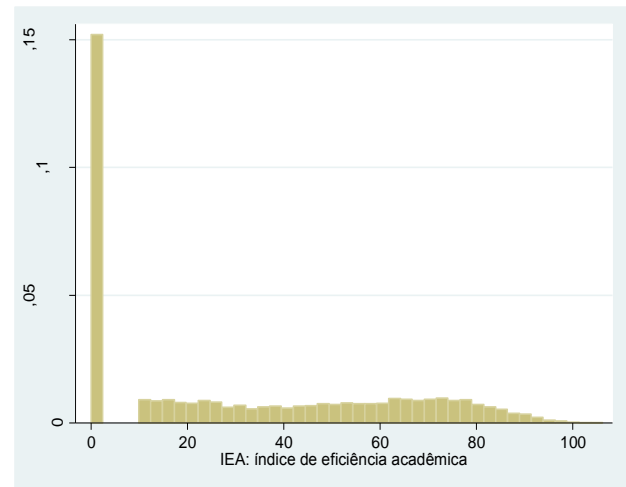


Figura 4 -
Histograma IEA.



Fonte: microdados da UFS.

Variáveis explicativas

As modalidades de ingresso cotas e ampla concorrência são as variáveis explicativas de interesse principal nas análises desta seção e sua distribuição é mostrada na a seguir.

Tabela 4 -
Distribuição de frequência das modalidades de ingresso na UFS (2013-2017).

Modalidade	Frequência (N)	Percentual (%)
Ampla concorrência	10.996	50
Cotas:		
Cor / raça e escola pública	4.130	19
Escola pública e renda	1.259	6
Cor / raça e renda	4.517	20
Escola pública	1.272	6
Total:	22.152	100

Fonte: microdados da UFS.

As variáveis disponíveis no banco de registro dos estudantes que foram utilizadas como controles nas análises econométricas descrevem algumas características dos próprios estudantes - como sexo, cor ou raça, idade e se cursou ensino médio em escola pública -, bem como consideram o ano de ingresso na graduação, o período de ingresso - se ingressou no primeiro ou no segundo semestre do ano -, o turno do curso, o centro ou campus de graduação e, por fim, a situação de matrícula: se cancelado, ativo, concluído, graduando, formando ou trancado) Todas elas podem ter relação com o desempenho acadêmico e por isso foram consideradas como controles nas análises de regressão que

se seguem. Variáveis sobre o background familiar - como renda familiar e escolaridade dos pais - não estão disponíveis nos registros para o universo dos alunos da UFS e, por este motivo, não foram incorporadas.

Opções metodológicas para comparar diferenças entre distribuições

1- Diferenças de médias

A questão central a ser tratada era se há diferença no desempenho esperado dos estudantes conforme o tipo de modalidade de ingresso. A primeira aproximação à resposta foi obtida testando-se a hipótese de médias dos indicadores de desempenho acadêmico dos dois grupos. Dado o grau de assimetria e deformidade das duas distribuições utilizou-se o teste não paramétrico ou de livre distribuição para dados não pareados denominado Wilcoxon ou Mann-Whitney, que não faz suposições a respeito da forma das distribuições das duas populações P1, ampla concorrência, e P2, cotistas, para se testar se há diferenças estatisticamente significantes nas distribuições dos indicadores MC e IEA dos dois grupos (Wilcoxon, 1945; Mann; Whitney, 1947). Neste caso, a hipótese a ser testada foi:

$$H_0: P1 = P2 \quad (1)$$

A hipótese (1) é denominada 'hipótese de homogeneidade'. A hipótese alternativa é a de que as distribuições diferem em localização: investiga-se se uma população tende a ter valores maiores do que a outra, ou se elas têm a mesma mediana ou média (Morettin; Bussab, 2013).

2) Mínimos Quadrados Ordinários - MQO

O desempenho acadêmico é o resultado da combinação de fatores para os quais é elucidativa a utilização de modelos de regressão. Dado um conjunto de variáveis admitidas como influentes no desempenho acadêmico, ajusta-se o modelo abaixo de tal forma que o vetor β_1 que capta o efeito das cotas sobre o desempenho acadêmico, enquanto o vetor de parâmetros β , tal que $\beta' = (\beta'_2 \beta'_3 \beta'_4 \beta'_5)$, reporte as relações condicionais de cada uma das variáveis do modelo sobre o desempenho dos estudantes. A equação (2) é uma função de produção de educação, como conhecida na literatura:

$$Y_i = \alpha_0 + C_i' \beta_1 + A_i' \beta_2 + G_i' \beta_3 + R_i' \beta_4 + u_i \quad (2)$$

Em que:

Y_i é a nota MC ou IEA do graduando i .

α_0 é uma constante.

C_i é um vetor de variáveis binárias (tipos de cotas) que capta a modalidade de ingresso na UFS, sendo ampla concorrência a categoria base.

A_i é um vetor de dummies que capta o ano de ingresso do graduando i na UFS, sendo 2013 o ano base.

G_i é um vetor de características socioeconômicas do estudante: cor/raça, tipo de escola, sexo, idade.

R_i é um vetor de características de registro acadêmico do estudante: centro, turno, status de matrícula, período de ingresso.

U_i é o erro idiossincrático.

A condição fundamental para que os estimadores de MQO captem uma relação causal entre a variável explicativa de interesse - as modalidades de cotas - e a variável dependente - MC ou IEA -, é a de que o termo de erro u_i seja independente do conjunto de variáveis explicativas do modelo, representado pelos vetores C, A, G, R. Esta hipótese é conhecida como 'exogeneidade das variáveis explicativas' (Wooldridge, 2002). Caso contrário, isto é, se o modelo apresentar 'endogeneidade', haverá viés na estimação por MQO. Para que se possa fazer inferência a partir das estimações por MQO o método também supõe que o erro u_i seja homocedástico e normalmente distribuído. Por este motivo os modelos de MQO serão estimados com correção para heterocedasticidade, enquanto a hipótese de normalidade dos erros aqui pode ser relaxada, por se tratar de um contexto de amostra grande (Greene, 2012).

A endogeneidade das variáveis explicativas não pode ser descartada na equação (2), uma vez que variáveis não observáveis para os pesquisadores e presentes no erro u_i como, por exemplo, habilidade nata do indivíduo, grau de instrução dos pais e renda do grupo familiar, provavelmente tem relação com a modalidade de ingresso do aluno e com outras variáveis explicativas do modelo. Além disso, a regressão múltipla, como método para se estimar o efeito médio do tratamento do programa de cotas, apresenta a limitação de incluir nas comparações todos os alunos da amostra e, isto também, pode gerar um viés na estimativa dos parâmetros de interesse. Uma forma de contornar este problema é fazer a comparação das notas apenas entre alunos muito similares em termos de características observáveis, estratégia empregada pelo método do pareamento por escore de propensão (*propensity score matching* - PSM).

3 - Pareamento por escore de propensão.

Num contexto da avaliação não experimental, em que os grupos que se quer comparar não foram atribuídos de forma aleatória a um programa ou política - no caso o ingresso na universidade por meio das modalidades de cotas -, o método de pareamento por escore de propensão é uma estratégia de identificação do impacto do programa que busca comparar o desempenho acadêmico apenas entre aqueles indivíduos muito parecidos em termos de características observáveis para o pesquisador - no caso todas as variáveis disponíveis no banco de registro da UFS - e que se distinguem apenas pela modalidade de ingresso, cotistas ou ampla concorrência¹⁵. A estratégia desenvolvida por Rosenbaum and Rubin (1983) consiste em modelar a probabilidade de ser beneficiário da política - o escore de propensão - por meio de um modelo Logit ou Probit, a partir de uma série de variáveis observáveis para o pesquisador. Após isto calcula-se o diferencial de desempenho dos indivíduos tratados com o daqueles que possuem escores de propensão iguais ou muito próximos, mas que não são beneficiários da política a ser avaliada. Em seguida o efeito médio do programa sobre os tratados é estimado como sendo a média desses diferenciais de desempenho. As hipóteses em que se baseiam este método são duas:

¹⁵ O método de pareamento por score de propensão é explorado na literatura de avaliação de impacto de políticas. Ver, por exemplo, Imbens; Wooldridge (2009).

a) Hipótese de ‘seleção nas observáveis’, ‘ignorabilidade’ ou ‘não confundimento’: condicional ao vetor de variáveis observáveis o fato de ser ou não tratado - cotista - é independente do resultado potencial - desempenho acadêmico - na ausência de tratamento. Ou seja, ao levar em consideração as características observáveis dos indivíduos o avaliador controla por todas as variáveis que estão relacionadas ao resultado potencial na ausência de tratamento e que também afetam a decisão do indivíduo em participar ou não da política ou programa.

b) Hipótese do ‘suporte comum’ ou ‘sobreposição’: para cada indivíduo no grupo de tratados - cotistas - é possível encontrar um par semelhante, em termos de características observáveis, no grupo de controle - ampla concorrência - cujo resultado - desempenho acadêmico - reproduz o que seria o resultado desse indivíduo na ausência de tratamento.

Se as duas hipóteses forem válidas é possível estimar a avaliação de impacto ou ‘efeito médio do tratamento sobre os tratados’ - EMTT -, ou seja, o impacto esperado da política no resultado dos beneficiários (Ramos, 2008; Pinto, 2017).

Uma das críticas aos métodos baseados nestas hipóteses é a de que pode haver um não balanceamento de variáveis não observáveis entre os pares, que podem estar correlacionadas tanto com a participação na política quanto com os resultados potenciais. Neste caso o método do pareamento não eliminaria o viés de seleção, acarretando um viés nas estimações do EMPT.

Com relação à hipótese ‘b’ a diferença nas métricas de distância em termos de escores de propensão entre as observações tratadas e seus pares, além de quantos indivíduos do grupo de não tratados serão relacionados a cada indivíduo no grupo de tratamento para obter o seu contrafactual, são o que distinguem os vários tipos de pareamento possíveis e podem gerar variações nos resultados encontrados.

Para lidar com pelo menos parte do potencial viés decorrente de variáveis não observáveis seria necessária uma estrutura de dados diferentes - dados sobre os mesmos indivíduos avaliados em dois ou mais momentos do tempo -, o que não é o caso neste trabalho. Contudo, a literatura sobre esta técnica alega que o método é confiável para se estimar o EMTT uma vez que as variáveis observáveis apropriadas tenham sido consideradas (Heckman, Ichimura, Todd, 1997, 1998; Heckman, Ichimura, Smith, Todd, 1998). Quanto às diferentes métricas de pareamento neste trabalho foram comparados, para fim de checagem de robustez dos resultados, as estratégias de vizinho mais próximo, com reposição, um para um, Kernel e Radius - ver Leuven; Sianesi, 2003).

4 - Regressões quantílicas

O método econométrico não paramétrico de regressão quantílica - RQ -, desenvolvido por Koenker e Basset (1978), permite que se estime o retorno mediano das variáveis explicativas do modelo baseado na equação (2) 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 mínimos quadrados ordinários por não ser afetado por valores extremos¹⁶. Assim, é possível testar se há heterogeneidade no retorno das variáveis explicativas de interesse a depender do

¹⁶ Para maiores detalhes sobre o método de RQ ver Koenker e Basset (1978) e Greene (2012).

ponto da distribuição das notas, o que é bastante interessante em se tratando de desempenho acadêmico. Neste trabalho trabalhou-se com os seguintes quantis: 10^o, 25^o, 50^o (mediana), 75^o e 90^o. Deste modo, a equação (2) foi estimada pelo método de RQ para os estudantes UFS que se encontravam em cada um destes quantis, com ano de ingresso entre 2013 e 2017.

Resultados

A tabela 5 reporta as médias por grupo e as diferenças de médias brutas dos indicadores MC e IEA para cada coorte, bem como o teste de Wilcoxon: opção metodológica 1. Os resultados indicam que os indicadores MC e do IEA possuem distribuições distintas entre os grupos apenas nas coortes de ano de ingresso 2014, em que ampla concorrência tende a pontuar mais, e 2016, em que cotistas tendem a pontuar mais. Entre as demais coortes e na distribuição geral, porém, não se pode rejeitar a hipótese de homogeneidade¹⁷.

Tabela 5 -

Médias dos indicadores de rendimento acadêmico média de conclusão (MC) e índice de eficiência acadêmica (IEA) dos estudantes da UFS segundo a modalidade de ingresso por ano de ingresso e Teste de Wilcoxon para diferenças de médias, 2013-2017¹⁸.

Ano de ingresso	MC			IEA		
	Ampla concorrência (AC)	Cota (C)	Diferença (AC-C)	Ampla concorrência (AC)	Cota (C)	Diferença (AC-C)
2013	6,25	6,24	0,01	36,39	35,63	0,76
2014	6,07	5,81	0,26***	36,17	33,76	2,41***
2015	4,65	4,82	-0,17	29,28	29,81	-0,54
2016	4,82	5,10	-0,28**	30,78	32,63	-1,85***
2017	4,71	4,75	-0,04	28,52	26,84	1,68
TOTAL	5,19	5,28	-0,09	31,72	31,38	0,34

Fonte: microdados da UFS.

Considerando o conjunto de características dos indivíduos e seus cursos disponíveis nos registros da UFS, alguns modelos de regressão linear foram estimados, como mostra a tabela 6: opção metodológica 2. Levou-se em conta o desempenho medido pelo indicador MC como variável dependente e as cotas foram desagregadas nas seguintes modalidades de ingresso: 1 - cota para escola pública e pretos, pardos e indígenas - ppi -, independente de renda; 2 - cota para escola pública e renda per capita familiar inferior a 1,5 salários mínimos; 3 - cota para pretos, pardos e indígenas - ppi - e renda per capita familiar inferior a 1,5 salários mínimos; 4 - cota para escola pública independente de renda. Ampla concorrência ficou como categoria base ou de referência.

¹⁷ Ressalta-se que o ano de ingresso 2014 registra uma proporção bastante superior de indicador MC igual a zero para a modalidade de cotas- 62% versus 38% atribuído à ampla concorrência -, enquanto que em 2016 esse padrão se inverte: 61% das observações com MC iguais a zero se devem a ampla concorrência e 39% à modalidade de cota. O desbalanceamento no padrão de indicadores com valores nulos nos anos de 2014 e 2016 pode justificar essas disparidades apontadas pelos testes de Wilcox.

¹⁸ Níveis de significância: *** $\alpha < 0,01$; ** $\alpha < 0,05$; * $\alpha < 0,10$.

A segunda coluna da tabela 6 é um teste de diferenças de médias de MC entre ampla concorrência e as diversas modalidades de cotas, a terceira coluna apresenta os resultados do modelo 2 que controla também pelo ano de ingresso dos estudantes: ano base 2013. O modelo 3, reportado na quarta coluna incorpora os controles de idade do aluno, idade ao quadrado, cor ou raça, sexo e se cursou o ensino médio em escola privada. Por fim, o modelo 4 da coluna 5 incorpora os controles de centro da faculdade, turno do curso e situação de matrícula.

Tabela 6 -

Estimações por MQO de modelos de regressão para se estimar o diferencial de desempenho dos alunos da UFS por modalidade de ingresso cotas e ampla concorrência¹⁹.

Variável dependente: MC	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	5,190***	6,210***	12,182***	12,279***
Categoria base: ampla concorrência				
Cota: PPI, escola pública	-0,041	-0,057	0,371***	0,226***
Cota: escola pública e renda	0,216***	0,192***	0,344***	0,206***
Cota: PPI e renda	0,233***	0,198***	0,414***	0,205***
Cota: escola pública	-0,125	-0,135	0,244**	0,232***
Ano de ingresso base: 2013				
Ano 2014		-0,309***	-0,407***	-0,079
Ano 2015		-1,513***	-1,697***	-0,966***
Ano 2016		-1,285***	-1,687***	-1,383***
Ano 2017		-1,514***	-2,112***	-2,234***
Cor/raça base: branca				
Cor/raça - amarelo			-0,328***	-0,211**
Cor/raça - indígena			-0,345	-0,203
Cor/raça - não informada			-2,311***	0,178
Cor/raça - parda			-0,171***	-0,110**
Cor/raça - preta			-0,283***	-0,208***
Ensino médio em escola privada			0,228***	0,161***
Feminino			0,692***	0,257***
Idade			-0,369***	-0,319***
Idade ²			0,005***	0,004***
Campus base: prof. Alberto carvalho				
Campus de lagarto				-1,010***
Campus de laranjeiras				0,216*
Campus do sertão ^(a)				-1,568***
Centro de ciências agrárias aplicadas				-0,593***
Centro de ciências biológicas e da saúde				0,066
Centro de ciências exatas e tecnologia				-0,905***
Centro de ciências sociais aplicadas				0,396***
Centro de educação e ciências humanas				0,688***
Turno base: matutino				
Turno: matutino e vespertino				0,774***
Turno: noturno				0,036
Turno: vespertino				-0,111***

¹⁹ (a) Ingressantes só a partir de 2015; Níveis de significância *** $\alpha < 0,01$; ** $\alpha < 0,05$; * $\alpha < 0,10$.

Situação de matrícula base: ativo				
Situação de matrícula: cancelado				-3,122***
Situação de matrícula: concluído				0,954***
Situação de matrícula: formando				0,839***
Situação de matrícula: graduando				0,658***
Situação de matrícula: trancado				-2,844***
Ingressou no 2o período				-0,256***
N	22.152	22.152	22.152	22.152
R-quadrado	0,16%	4,25%	11%	37%

Fonte: microdados da UFS.

Dos resultados das regressões na tabela 6 pode-se notar que os efeitos das modalidades de ingresso por cotas no indicador MC em geral são positivos e estatisticamente significantes. Em termos de significância econômica, porém, os resultados não são muito expressivos. Por exemplo, no modelo mais completo - modelo 4 -, relativamente à ampla concorrência, o ganho no score MC em termos de desvios padrão para quem ingressa na modalidade 'PPI, escola pública' é de 0,03; na modalidade 'escola pública e renda' o ganho é de 0,02 desvios; na modalidade 'PPI e renda' ganho de 0,03 desvios e na modalidade 'escola pública' ganho de 0,02 desvios padrão - estimações feitas com as variáveis padronizadas e não reportadas aqui por economia de espaço.

Os coeficientes estimados para as *dummies* de ano nos modelos 2, 3 e 4 indicam que o desempenho médio dos alunos caiu relativamente ao ano base 2013. Nota-se também que o efeito das categorias de cor ou raça são negativos nos modelos 3 e 4, mesmo controlando-se pelas modalidades de cotas. Além disso, o fato de o aluno ter cursado escola privada no ensino médio é um fator que contribui para um aumento de 0,18 pontos no MC previsto, ou de 0,03 desvios padrão na distribuição de notas' e o fato de ser do sexo feminino está associado a um ganho de 0,26 pontos no MC, 0,04 desvios padrão. A variável 'idade' apresentou um efeito não linear estatisticamente significativo no modelo, com a idade crítica de 42 anos. Ou seja, o desempenho em média cai à medida que aumenta a idade do aluno até os 42 anos, quanto então o desempenho passa a aumentar com a idade.

Por fim, os controles de centro se mostraram estatisticamente significantes: os alunos dos cursos com maior turno - matutino e vespertino - se saem melhor do que os da categoria de referência - matutino -, enquanto que os de cursos vespertinos se saem pior; quem ingressa no segundo período tende a ter um desempenho pior em média; as *dummies* para situação de matrícula apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significantes.

Os mesmos modelos apresentados na tabela 6 foram estimados considerando-se apenas os estudantes com situação de matrícula ativa. Os resultados para os coeficientes de interesse relativos às cotas são muito similares aos apresentados acima, com algumas mudanças na magnitude dos coeficientes, mas sem alterações nos sinais ou na significância estatística das variáveis: ver tabela A2 do anexo²⁰.

Os resultados das estimações indicam que, aparentemente, na UFS os alunos cotistas apresentam um desempenho em termos de MC estatisticamente superior aos alunos de ampla concorrência. Este resultado se comprova pelas estimações dos modelos 3 e 4, que são os mais completos em termos de controles, tanto na amostra de todos os alunos, independentemente da situação de matrícula, quanto entre aqueles com matrícula ativa apenas.

Pareamento por escore de propensão

A estimação do efeito médio do tratamento sobre os tratados - EMTT - pelo método do pareamento por score de propensão neste trabalho considerou os métodos de pareamento um para um, vizinho mais próximo, Kernel e Radius: opção metodológica 3. A tabela 7 apresenta o EMTT estimado tendo por base o indicador MC nas seguintes comparações: 1) ampla concorrência e cotas; 2) ampla concorrência e PPI escola pública; 3) ampla concorrência e escola pública condicional à renda; 4) ampla concorrência e PPI condicional à renda e 5) ampla concorrência e escola pública.

Tabela 7 -

Efeito médio do tratamento EMTT estimado via pareamento por score de propensão para o indicador MC dos grupos de cotistas - tratados - e ampla concorrência - controle.

Grupos comparados:	Efeito médio do tratamento (MC): Cotas - ampla concorrência			
	Um para um	Vizinho mais próximo	Radius	Kernel
(1) Ampla concorrência e cotas (todas)	0,088	0,183 ^{21**}	0,248 ^{***}	0,278 ^{***}
(2) Ampla concorrência e PPI escola pública	-0,045	0,061	0,072	0,068
(3) Ampla concorrência e escola pública condicional à renda	0,256*	0,293 ^{**}	0,266 ^{***}	0,281 ^{***}
(4) Ampla concorrência e PPI condicional à renda	-0,049	0,075	0,258 ^{***}	0,275 ^{***}
(5) Ampla concorrência e escola pública	-0,056	0,044	0,259 ^{**}	0,285 ^{***}

Fonte: microdados da UFS.

²⁰ Um outro filtro foi testado, desta vez incluindo nas regressões apenas as observações com indicador MC diferente de zero. Contudo, os motivos que levam a um estudante apresentar indicador nulo podem estar correlacionados com o fato de o aluno desistir do curso, não se adaptar, abandonar o curso, etc., o que, por sua vez, relaciona-se a hipótese de incompatibilidade. Portanto, em termos metodológicos, optou-se por não excluir essas observações da análise principal, no intuito de não gerar um viés na amostra. Os resultados resumidos das estimações considerando essa exclusão são mostrados na tabela A2 do anexo. Neste caso, nos modelos 1 e 2 são os cotistas que em geral apresentam desempenho inferior à ampla concorrência, enquanto nos modelos 3 e 4 os resultados voltam a indicar vantagem dos cotistas frente à ampla concorrência. Todos os modelos também foram estimados tendo IEA como variável dependente. Neste caso nas especificações 1 e 2, as categorias 'PPI, escola pública' e 'escola pública' apresentam pior desempenho relativamente à ampla concorrência, independentemente do filtro na amostra que se empregue. Contudo, nas especificações 3 e 4 cotistas novamente apresentam melhor desempenho. Estes resultados para IEA como variável dependente não serão reportados aqui e podem ser obtidos por demanda aos autores.

²¹ Níveis de significância ^{***} $\alpha < 0,01$; ^{**} $\alpha < 0,05$; ^{*} $\alpha < 0,10$.

Na comparação dos grupos ampla concorrência e todas as cotas, linha 1 da tabela 7, apenas o método de pareamento um para um não indicou um EMTT positivo e estatisticamente significativo. No pareamento por vizinho mais próximo, Radius e Kernel, o EMTT foi da ordem de 0,18 - a 5% de significância -, 0,25 (a 1%) e 0,28 (a 1%), respectivamente, indicando uma vantagem no desempenho dos cotistas vis a vis à ampla concorrência. Em termos de desvios padrão da nota MC essas diferenças equivalem, respectivamente a 0,06, 0,09 e 0,10 desvios na nota a favor dos cotistas.

Na comparação entre ampla concorrência e PPI de escola pública - linha 2 -, nenhum dos métodos indicou haver diferenças estatisticamente significantes entre os grupos. Comparando-se ampla concorrência e escola pública condicional à renda - linha 3 -, todos os métodos indicam haver um EMTT positivo e estatisticamente significativo a no mínimo 10% de nível de significância. Comparando-se ampla concorrência e PPI condicional à renda - linha 4 -, apenas os métodos de Radius e Kernel apontam um EMTT positivo de 0,16 e 0,28, respectivamente, estatisticamente significantes a 1%. Por fim, na comparação de ampla concorrência e escola pública, novamente os métodos de Radius e Kernel indicam um EMTT positivo e estatisticamente significativo da ordem de 0,26 e 0,29 pontos, respectivamente.

No que diz respeito ao desempenho acadêmico medido pelo índice de eficiência acadêmica - IEA -, por sua vez, a aparente vantagem dos cotistas se mantém em algumas comparações e em outras se inverte ou é anulada, como mostram as estimações do EMTT da tabela 8.

Tabela 8 -

Efeito médio do tratamento - EMTT - estimado via pareamento por score de propensão para o indicador IEA dos grupos de cotistas - tratados - e ampla concorrência -controle.

Grupos comparados:	Efeito médio do tratamento (IEA): Cotas - ampla concorrência			
	Um para um	Vizinho mais próximo	Radius	Kernel
(1) Ampla concorrência e cotas (todas)	0,422	1,244	2,029 ^{***} 22	2,448 [*] **
(2) Ampla concorrência e PPI escola pública	-1,397 [*]	-0,311	1,447 [*]	1,138
(3) Ampla concorrência e escola pública condicional à renda	0,034	0,279	0,900	1,963 [*]
(4) Ampla concorrência e PPI condicional à renda	-0,410	0,730	2,510 ^{***}	2,520 [*] **
(5) Ampla concorrência e escola pública	-1,110	-0,360	1,560	2,290 [*] *

Fonte: microdados da UFS.

Na comparação AC e todos os cotistas, linha 1, o EMTT é positivo e estatisticamente significativo a 1% nas estimações por Radius e Kernel. Na comparação AC e PPI escola pública, linha 2, a estimacão por pareamento um para um mostra um EMTT negativo e significativo a 10%, enquanto que a estimacão por Radius apresenta EMTT positivo e estatisticamente significativo a 10%, linha 3, na comparação AC e escola pública

²² Níveis de significância *** $\alpha < 0,01$; ** $\alpha < 0,05$; * $\alpha < 0,10$.

condicional à renda, não há diferença estatisticamente significativa entre os grupos. Na comparação AC e PPI condicional à renda, linha 4, o EMTT é positivo e estatisticamente significativo a 1% nas estimações por Radius e Kernel. Por fim, na comparação AC e escola pública, linha 5, o EMTT positivo estimado só apresenta significância estatística (5%) na estimação por Kernel.

Regressões quantílicas

As análises de regressão por MQO e de estimação do efeito médio do tratamento - EMTT - por *propensity score matching* são úteis para se estimar o diferencial médio de notas entre AC e cotistas. Porém, o diferencial de desempenho pode variar a depender do ponto da distribuição de notas em que se encontram os alunos. O método de estimação de regressão quantílica - opção metodológica 4 - permite a comparação dos indicadores de resultado para quaisquer percentis da distribuição de notas e é empregado nas análises desta seção.

Na tabela 9 apresenta-se os resultados dos diferenciais de desempenho estimados na comparação dos cotistas com AC para os quantis 10^o, 25^o, 50^o, 75^o e 90^o da distribuição do indicador MC, considerando-se todos os controles do modelo 4 de MQO: ver tabela 6. Neste caso todas as categorias de cotas parecem pontuar mais que a ampla concorrência no 1^o decil, 1^o quartil e na mediana da distribuição de notas: diferenciais estatisticamente significantes a 1% de significância, à exceção do coeficiente de “PPI, escola pública”, que não se mostrou estatisticamente diferente de zero. Já no 3^o quartil da distribuição de notas esta vantagem diminui em magnitude e só se mostra estatisticamente significativa para a categoria PPI, escola pública. No 9^o decil da distribuição de notas o diferencial se mostra favorável à ampla concorrência versus escola pública e renda e PPI e renda, estatisticamente significantes a 10% e 1%, respectivamente. Grosso modo, infere-se que cotistas se saem melhor que ampla concorrência nos quantis inferiores da distribuição até a mediana. No terceiro quartil esta vantagem dos cotistas diminuiu ou é menos clara, e no nono decil ampla concorrência tende a ter desempenho melhor que os cotistas.

Tabela 9 -

Diferenciais de desempenho estimados entre cotistas e ampla concorrência - C-AC -, por quantis da distribuição de notas - indicador MC.

Indicador MC	1o decil	1o quartil	2o quartil	3o quartil	9o decil
Categoria base: ampla concorrência					
Cotas (todas)	0,209*** ²³	0,265	0,199***	0,064*	-0,051***
Cota: PPI, escola pública	0,127***	0,294	0,203***	0,131***	-0,019
Cota: escola pública e renda	0,272***	0,198***	0,203***	-0,024	-0,110*
Cota: PPI e renda	0,257***	0,286***	0,177***	0,030	-0,104***
Cota: escola pública	0,192***	0,223***	0,223***	0,066	0,038
N	22.152	22.152	22.152	22.152	22.152
Pseudo-R2	0,1983	0,32	0,24	0,14	0,09

Fonte: microdados da UFS.

²³ Níveis de significância: *** $\alpha < 0,01$; ** $\alpha < 0,05$; * $\alpha < 0,10$.

No caso dos diferenciais de desempenho levando-se em conta o indicador IEA, as regressões quantílicas mostram também uma predominância de resultados favoráveis aos cotistas até a mediana da distribuição deste indicador: ver tabela 10. Do terceiro quartil em diante, à exceção do coeficiente para PPI, escola pública que, neste caso, se mostra positivo e significativo a 5%, parece não haver mais diferenciais de desempenho entre as categorias analisadas.

Tabela 10 -

Diferencias de desempenho estimados entre ampla concorrência e cotas por quantis da distribuição de notas - indicador IEA.

Indicador IEA	1o decil	1o quartil	2o quartil	3o quartil	9o decil
Categoria base: ampla concorrência					
Cotas - todas	0,026	0,916	1,452*** ²⁴	0,872	-0,160
Cota: ppi, escola pública	0,015**	0,817	1,245**	1,514**	-0,278
Cota: escola pública e renda	0,029***	0,901*	0,653	-0,069	-0,401
Cota: ppi e renda	0,035***	1,313**	1,881**	0,860	0,065
Cota: escola pública	0,020***	0,273	0,998***	0,641	0,707
N	22.152	22.152	22.152	22.152	22.152
Pseudo-R2	0,06	0,10	0,27	0,27	0,20

Fonte: microdados da UFS.

O que se pode concluir a partir dos resultados encontrados até aqui? Será que, como alegado por alguns pesquisadores (Menezes-Filho, 2019), os ingressantes por meio das cotas se saem melhor por apresentarem maior inteligência emocional, por terem desenvolvido habilidades como resiliência e capacidade de superação desde muito cedo e por serem os melhores alunos egressos de escolas públicas de suas coortes? Ou será que o sistema de fiscalização dos ingressos por meio das categorias de cotas na UFS é falho, deixando margem para fraudes? Outro resultado curioso é que, tudo o mais constante, os cotistas parecem se sobressair nos quartis inferiores da distribuição de notas, apresentando leve desvantagem nos quartis superiores. Isto pode acarretar no futuro, no momento de ingresso no mercado de trabalho, a dificuldade de conseguirem acender as posições de liderança e maior prestígio na carreira profissional, fato a ser investigado em pesquisa posterior.

Em busca de uma melhor compreensão dos resultados observados, ainda como parte deste trabalho, entre junho e julho de 2019 foi realizada uma pesquisa em profundidade sobre a aplicação da Lei cotas na Universidade Federal de Sergipe que consistiu em entrevistas com 12 estudantes desta universidade. O questionário continha 16 perguntas que buscavam captar a percepção deles com relação à aplicação da lei de cotas, ao seu impacto no ambiente acadêmico e a opinião dos mesmos quanto à efetividade da política²⁵.

²⁴ Níveis de significância *** $\alpha < 0,01$; ** $\alpha < 0,05$; * $\alpha < 0,10$.

²⁵ Optou-se por não anexar o questionário e a tabulação das respostas das entrevistas que, por sua vez, podem ser obtidos via requerimento aos autores.

As respostas às questões junto aos entrevistados parecem indicar que não há, aparentemente, um motivo claramente perceptível que explique o diferencial de notas entre cotistas e não cotistas.

Apesar da maioria afirmar que o grau de competitividade dos cursos não é muito alto (58%), existe cooperação entre os colegas na percepção da maioria dos respondentes (75%), a maioria não consegue fazer a distinção entre colegas que entram por cotas ou não (67%), 100% afirmam que não há segregação entre os pares de acordo com a forma de ingresso - grupos de estudo, amizades e parcerias -, 83% tem a percepção de que o desempenho acadêmico não difere entre os grupos ampla concorrência e cotas e, no que tange à motivação, 50% não acredita que a motivação para apresentar bom desempenho difira entre os grupos - resultado balanceado. Pode ser, portanto, que a motivação exerça algum papel na explicação de parte do diferencial de notas encontrado nas análises realizadas neste trabalho, algo que mereceria um estudo mais aprofundado sobre o assunto.

Uma outra vertente de investigação foi analisar se haveria algum viés na atribuição de notas por parte dos professores, no sentido contrário ao apontado por Botelho et al. (2013), que indicam uma discriminação estatística por parte dos professores em desfavor a alunos pretos e pardos. Porém, novamente, na percepção de 92% dos entrevistados os professores não conseguem distinguir entre alunos cotistas e não cotistas e, conseqüentemente, 100% acham que não há tratamento diferenciado por parte dos professores em relação a alunos que ingressaram por cotas ou não. Por fim, com relação ao potencial de fraude no ingresso por meio de cotas 75% acham que o sistema pode ser fraudado, 67% desconhecem se a UFS adota algum sistema antifraude e, na percepção da maioria (83%), a avaliação quanto a implantação e efetividade da política de cotas na universidade é positiva.

Considerações finais

Nas estimações realizadas buscou-se identificar se haveria um diferencial de desempenho entre estudantes que ingressam no ensino superior por meio das modalidades de cotas, como previsto pela lei n. 12.711, e aqueles que ingressam por ampla concorrência. O objetivo foi testar a observância da hipótese, presente na literatura sobre políticas afirmativas no ensino superior, de que há uma incompatibilidade entre o aluno que ingressa por meio de cotas e o ambiente acadêmico de uma universidade com elevada exigência de desempenho e competição - *mismatch hipotesys*.

A partir de uma amostra de 22.152 observações de estudantes da Universidade Federal de Sergipe com ano de ingresso entre 2013 e 2017, tendo por base os indicadores MC - média de conclusão e IEA (índice de eficiência acadêmica) - desta universidade, com data de coleta em maio de 2018, buscou-se estimar o diferencial de desempenho acadêmico entre os grupos cotistas e ampla concorrência por meio de algumas estratégias estatísticas e econométricas. Foram realizados testes não paramétricos para identificar diferenças de médias entre os grupos, testes de diferenças de médias com o controle por características observáveis dos alunos e presentes no banco de dados - regressões por mínimos quadrados ordinários - e estimação do efeito

médio do tratamento sobre os tratados - EMTT - por meio do método de pareamento por score de propensão. Além disso foram estimados modelos de regressão quantílica para verificar se haveria heterogeneidade nos diferenciais de desempenho entre cotistas e ampla concorrência de acordo com os quantis das distribuições de notas.

As análises mostram que, quando se comparam as médias ou medianas brutas dos indicadores de desempenho acadêmico, em geral os testes indicam que não há diferenciais entre ampla concorrência ou cotas. Contudo, quando a comparação é feita por coorte de ano de ingresso, nas coortes de 2014 e 2016 os testes indicam haver uma diferença de desempenho entre os grupos, sem a predominância, porém, de resultados que indiquem que a vantagem recai sobre um deles.

Por sua vez, nos modelos de regressão estimados tendo MC como variável dependente, em que se comparam as médias dos indicadores dos grupos condicionais a um conjunto de variáveis de controle, nas quatro especificações testadas, que incluem paulatinamente mais variáveis de controle, os resultados em geral apontam para uma vantagem dos alunos ingressantes por meio da modalidade de cotas, especialmente nas especificações mais completas: modelos 3 e 4. Em termos de significância econômica o diferencial de desempenho é em torno de 0,2 e 0,3 desvios padrão.

O método de estimação do efeito médio do tratamento sobre os tratados - cotistas - por meio de pareamento por *score de propensão* indicou que, em geral, há um diferencial de desempenho medido pelo MC de 0,6 a 0,10 desvios padrão a favor dos cotistas. Quando se comparam ampla concorrência e cada uma das modalidades de cotas, apenas a categoria PPI escola pública não apresenta diferença estatisticamente significativa com relação à ampla concorrência. Com relação ao indicador IEA, por sua vez, houve um menor número de estimações por pareamento que se mostraram estatisticamente significantes, mas também sugerem, em sua maioria, uma vantagem dos cotistas frente aos alunos de ampla concorrência.

Por fim, com o objetivo de se avaliar se os diferenciais de desempenho constatados nas regressões e pareamentos variam de acordo com a posição dos indivíduos na distribuição de notas, foram estimadas regressões quantílicas para o quantis 10, 25, 50, 75 e 90 das distribuições de notas. Os resultados mostram que, com relação ao indicador MC, os cotistas se sobressaem nos quantis mais baixos da distribuição, até a mediana. No terceiro quartil apenas o grupo PPI escola pública ainda se sobressai frente à ampla concorrência, e no nono decil, há indícios de uma vantagem de desempenho da ampla concorrência.

Quanto ao indicador IEA as regressões quantílicas também indicam uma vantagem dos cotistas até a mediana da distribuição, sendo que, a partir do terceiro quartil, praticamente desaparecem os diferenciais de desempenho entre os grupos.

Ou seja, por algum motivo, seja pela maior dedicação de alunos que ingressam por meio de cotas, como sugere parte da literatura, ou mesmo por falhas no sistema de ingresso via reserva de vagas e outras possibilidades que precisariam ser investigadas com maior profundidade, os ingressantes por meio das modalidades de cotas na UFS tendem a apresentar um desempenho um pouco melhor do que os ingressantes por

ampla concorrência. Porém, os resultados sugerem que esta vantagem parece prevalecer nos percentis mais baixos da distribuição de notas, até a mediana. A partir daí, no terceiro quartil e no nono decil da distribuição das notas, não há mais um diferencial sistemático de desempenho entre os grupos.

Referências

ALMEIDA, Felipe Miranda de Souza; RODRIGUES Cristiana Tristão. Avaliação da política de cotas na Universidade Federal de Viçosa. *Planejamento e Políticas Públicas*, Brasília, n. 53, 2019, p. 357-379

ALON, Sigal; TIENDA, Marta. Assessing the mismatch hypothesis: differential in college graduation rates by institutional selectivity, *Sociology of education*, West Lafayette, n. 78, 2005, p. 294-315.

ANDRADE, E. C. Quotas in Brazilian public universities: good or bad idea? *Revista Brasileira de Economia*, Belo Horizonte, v. 58, n. 4, 2004, p. 453-484.

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, p. 16-29.

BRASIL. *Lei n. 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. Disponível em http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2012/lei/l12711.htm. Acesso em 10 mar. 2020

BRITO, Maria Divina de Almeida. *O sistema de cotas nas universidades públicas e a diminuição das desigualdades sociais: um estudo de caso da Universidade de Brasília*. Campo Grande: UFMS, 2008. 53f. Monografia (Especialização em Ciência Política). Universidade Federal de Mato Grosso do Sul.

CARDOSO, Claudete Batista. *Efeitos da política de cotas na UnB: uma análise do rendimento e da evasão*. Dissertação (Mestrado em Educação). Brasília: UNB, 2008. 134f. Universidade de Brasília.

CAVALCANTI, Thaiane do Nascimento. *Análise dos diferenciais de desempenho dos estudantes cotistas e não cotistas da UFBA pelo propensity score matching*. Salvador: UFBA, 2015. 159f. Dissertação (Mestrado em Economia). Faculdade de Economia, Universidade Federal da Bahia.

CONPEPE. *Resolução n. 14/2015* de 24 de abril de 2015: aprova alterações nas normas do sistema acadêmico de graduação da Universidade Federal de Sergipe. São Cristóvão: UFS, 2015. Disponível em http://dcc.ufs.br/uploads/page_attach/path/6953/Normas_Academicas_14-2015.pdf. Acesso em 13 fev. 2020.

DAFLON, Verônica Toste; FERES JUNIOR, João; CAMPOS, Luiz Augusto. Ações afirmativas raciais no ensino superior público brasileiro: um panorama analítico. *Cadernos de pesquisa*, São Paulo, v. 43, n. 148, 2013, p. 302-327.

D'SOUZA, Dinesh. *Illiberal education: the politics of race and sex on campus*. New York: Free Press, 1998.

GREENE, Willina. *Econometric analysis*. Pearson Prentice Hall: New Jersey, 2012.

GUTTERRES, Rafael dos Santos. Alunos que ingressaram no ensino superior por ações afirmativas apresentam melhor desempenho? Uma análise empregando a decomposição de Oaxaca para o Enade 2012. Porto Alegre: Ufrgs, 2015. 82f. Dissertação (Mestrado em Economia do Desenvolvimento). Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

HECKMAN, James; ICHIMURA, Hidehiko; TODD, Petra. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from a job training program. *Review of Economic Studies*. Oxford, v. 64, n. 4, 1997, p. 605-54.

HECKMAN, James; ICHIMURA, Hidehiko; SMITH, Jeffrey; TODD, Petra. Characterizing selection bias using experimental data. *Econometrica*, New Haven, v. 66, n. 5, 1998, p. 261-294.

HERRNSTEIN, Richard; MURRAY, Charles. *The bell curve: intelligence and class structure in American life*. New York: Free press, 1994.

HOLZER, Harry; NEUMARK, David. Assessing affirmative action. *Journal of economic literature*, Pittsburgh, n. 38, 2000, p. 483-568.

IMBENS, Guido; WOOLDRIDGE, Jeffrey. Recent developments in the econometrics of program evaluation, *NBER working paper series*, n. 14251, 2009. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w14251>. Acesso em 10 mar. 2020.

KANE, Thomas. Racial and ethnic preferences in college admissions. In: JENCKS, Jencks; PHILLIPS, Meredith (eds.). *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, p. 33-50.

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, p. 99-103.

MANN, Henry Berthold; WHITNEY, Donald. On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other. *Annals of Mathematical Statistics* New York, v. 18, n. 1, 1947, p. 50-60.

MARTINS, Sérgio Da Silva; MEDEIROS, Carlos Alberto; NASCIMENTO, Elisa Larkin. Paving paradise: the road from racial democracy to affirmative action in Brazil. *Journal of Black Studies*, Nashville, v. 34, n. 6, 2004, p. 787-816.

MOEHLECKE, Sabrina. Ação afirmativa: história e debates no Brasil. *Cadernos de Pesquisa*, São Paulo, n.117, 2002, p. 4.

MORETTIN, Pedro Alberto; BUSSAB, Wilton Oliveira. *Estatística básica*. São Paulo: Saraiva, 2013.

OECD. *Education at a Glance 2016: OECD Indicators*. Disponível em <http://www.oecd.org/edu/education-at-a-glance-19991487.htm>. Acesso em 1 out. 2016.

PINTO, Cristiane Campos Xavier. Pareamento. In: MENEZES-FILHO, Naercio; PINTO PINTO, Cristiane Campos Xavier (orgs.). *Avaliação econômica de projetos sociais*. São Paulo: Fundação Itaú Social, 2017, p. 7-186.

- PEREIRA, Joaquim Israel Ribas; BITTENCOURT, Maurício Vaz Lobo; SILVA JUNIOR, Walcir Soares Da. Análise do impacto da implantação das cotas na nota Enade 2008. ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 41, 2013. *Anais ... Foz do Iguaçu: Anpec, 2013.*
- ROTHSTEIN, Jesse; YOON, Albert. *Mismatch in law school*, working paper, 2007.
- SANDER, Richard. A systemic analysis of affirmative action in american law schools. *Stanford Law Review*. Stanford, v. 5, 2004, p. 367- 478.
- SOWELL, Thomas. *Affirmative action around the world: an empirical study*. London: Yale University Press, 2004.
- STATA CORP. *Stata statistical software: Release 13*. College Station, TX: StataCorp LP, 2013.
- ROSENBAUM, Paul; RUBIN, Donald. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, Oxford v. 70, 1983 p. 41-55.
- TAVOLARO, Lilia. Affirmative action in contemporary Brazil: Two institutional discourses on race. *International Journal of Politics and Cultural Science*, London, n. 19, 2008, p. 145-160.
- THERNSTROM, Stephan; THERNSTROM, Abigail. *America in black and white: one nation, indivisible*. New York: Simon & Schuster, 1997.
- WILCOXON, Frank. Individual comparisons by ranking methods. *Biometrics*, New York, v. 1, 1945, p. 80-83.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey. *Econometric analysis of cross section and panel Data*. Cambridge: MIT Press, 2002.

Ana Maria de Paiva Franco é professora associada no Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia.
 Orcid: <http://orcid.org/0000-0002-3332-2511>.
 Endereço: Avenida João Naves de Ávila, 2121 - 38408-102 - Uberlândia - MG - Brasil.
 E-mail: ana.paiva@ufu.br.

Kleber Fernandes de Oliveira é professor associado no Departamento de Estatística e Ciências Atuariais da Universidade Federal de Sergipe.
 Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-6568-6240>.
 Endereço: Avenida Marechal Rondon, s/n - 49100-000 - São Cristóvão - SE - Brasil.
 E-mail: koliveira@academico.ufs.br.

Fernanda Esperidião é professora associada no Departamento de Economia e no Programa Acadêmico de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Sergipe.
 Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-8580-2090>.
 Endereço: Avenida Marechal Rondon, s/n - 49100-000 - São Cristóvão - SE - Brasil.
 E-mail: esperidiao@ufs.br.

Critérios de autoria: Ana Maria de Paiva Franco concebeu a ideia, realizou a análise formal dos dados, a interpretação dos resultados e escreveu a primeira versão do manuscrito. Kleber Fernandes de Oliveira e Fernanda Esperidião contribuíram com o fornecimento dos dados e a versão final do artigo.

Recebido em 4 de dezembro de 2020.

Aceito em 12 de abril de 2021.



ANEXO

Tabela A1 -

Estimações por MQO de modelos de regressão para se estimar o diferencial de desempenho MC dos alunos da UFS com situação de matrícula ativa por modalidade de ingresso cotas e ampla concorrência.

Variável dependente: MC	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	5,948** ²⁶	6,334**	10,741***	11,946***
Categoria base: ampla concorrência				
Cota: PPI, escola publica	-0,189**	-0,159**	0,301***	0,230***
Cota: escola pública e renda	-0,033	-0,028	0,167*	0,126
Cota: PPI e renda	-0,040	-0,015	0,287***	0,210***
Cota: escola pública	-0,137	-0,103	0,228**	0,237**
Ano de ingresso		Sim	Sim	Sim
Cor/raça			Sim	Sim
Ensino médio em escola privada			Sim	Sim
Feminino			Sim	Sim
Idade			Sim	Sim
Idade ²			Sim	Sim
Campus/Centro				Sim
Turno				Sim
Situação de matrícula				Sim
Ingressou no 2o período				Sim
N	16.868	16.868	15.744	15.744
R-quadrado	0,09%	4,16%	9%	19%

Fonte: microdados da UFS.

²⁶ Níveis de significância dos coeficientes estimados: *** $\alpha < 0,01$; ** $\alpha < 0,05$; * $\alpha < 0,10$.

Tabela A2 -

Estimações por MQO de modelos de regressão para se estimar o diferencial de desempenho dos alunos da UFS com indicador MC não nulo por modalidade de ingresso cotas e ampla concorrência.

Variável dependente: MC	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	6,109*** ²⁷	6,511***	9,464***	10,040***
Categoria base: ampla concorrência				
Cota: PPI, escola publica	-0,176***	-0,169***	0,224***	0,187***
Cota: escola pública e renda	-0,128**	-0,118**	0,048	0,052
Cota: PPI e renda	-0,050	-0,052	0,222***	0,143***
Cota: escola pública	-0,162**	-0,159**	0,095	0,173***
Ano de ingresso		Sim	Sim	Sim
Cor/raça			Sim	Sim
Ensino médio em escola privada			Sim	Sim
Feminino			Sim	Sim
Idade			Sim	Sim
Idade ²			Sim	Sim
Campus/Centro				Sim
Turno				Sim
Situação de matrícula				Sim
Ingressou no 2o período				Sim
N	19.141	19.141	19.141	19.141
R-quadrado	0,001	0,017	0,0635	0,2675

Fonte: microdados da UFS.

²⁷ Níveis de significância dos coeficientes estimados: *** $\alpha < 0,01$; ** $\alpha < 0,05$; * $\alpha < 0,10$.