

Desempenho e etnia: um estudo no processo seletivo em uma instituição federal de ensino no Brasil

MARCUS VINICIUS DANTAS DE ASSUNÇÃO
ANNA CECÍLIA CHAVES GOMES
JOYCE MARIELLA MEDEIROS CAVALCANTI
AFRÂNIO GALDINO DE ARAÚJO

PPGA / Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Brasil

1. Introdução

Nas duas últimas décadas, vêm se ampliando os debates acerca das desigualdades étnicas e, conseqüentemente, sobre as possíveis soluções desse lapso que insiste em acompanhar os brasileiros no decorrer de suas histórias.

Nesse sentido, alguns estudos sobre este assunto, no Brasil, mostraram que a desigualdade étnica mantém-se elevada e sem data certa para encerrar, como apontaram os trabalhos de Oliveira, Porcaro e Costa (1983); Hasenbalg (1979); Hasenbalg e Silva (1988; 1992); Hasenbalg, Lima e Silva (1999); Henriques (2001).

Na tentativa de reparar essa herança histórica, alguns apontamentos como o de Moehlecke (2002) sugerem que políticas afirmativas, como a que ocorreu nos Estados Unidos por volta de 1960, proporcionam um entendimento de que alguns grupos devem ter tratamento preferencial para que esta desigualdade momentânea possa trazer o equilíbrio esperado no futuro.

Inspirado nessa ideologia, o Brasil deu início na década de 1980, mas ganhando protagonismo no início dos anos 2000, à implementação de cotas raciais para pretos, pardos e indígenas através do sistema de reserva de vagas em processos seletivos de algumas instituições públicas do país. As universidades pioneiras nesse segmento foram a UERJ (Universidade Estadual do Rio de Janeiro) e a UNEB (Universidade do Estado da Bahia).

Para adquirir o direito a cotas, Maggi (2005) e Fry (2000) comentam que o indivíduo precisa se autodeclarar negro ou não-negro, justamente nesse momento em que a consciência de raça desponta efetivamente no Brasil.

Nesse cenário, tem-se discutido fortemente nos últimos cinco anos acerca da adoção de cotas raciais para as demais Instituições Federais de Ensino (IFE) do país. Em Outubro de 2012, por meio do Decreto n. 7.824 (2012), que regulamentou a Lei n. 12.711 (2012), ficou determinado que todos os processos seletivos realizados por IFE devem reservar vagas através de uma cota reparatória que beneficiará os candidatos autodeclarados pretos, pardos ou indígenas (PPI).

Revista Iberoamericana de Educación / Revista Ibero-americana de Educação

ISSN: 1681-5653

n.º 64/1 – 15/01/2014

Organización de Estados Iberoamericanos para la Educación, la Ciencia y la Cultura (OEI-CAEU)

Organização dos Estados Ibero-americanos para a Educação, a Ciência e a Cultura (OEI-CAEU)



Para verificar e acompanhar a eficácia da implementação de políticas públicas de cotas para PPI no tocante ao impacto produzido no desempenho de candidatos às IFE superior no Brasil, algumas pesquisas foram realizadas e os resultados encontrados sugerem que o impacto da etnia nem sempre foi significativo, estatisticamente, e que, levando em consideração aspectos específicos como a classe social e a unidade federativa analisada, esse efeito varia (Queiroz e Santos, 2006; Emílio, Beluzzo e Alves, 2004; Griner, Sampaio e Sampaio, 2012; Ribeiro, 2006).

Perante o exposto, este artigo investigou o impacto da variável etnia no resultado final do processo seletivo para ingresso em uma instituição federal de ensino técnico (IFET) referente ao segundo semestre de 2012. A verificação desse impacto em IFET é relevante porque pesquisas que abordam este tema e neste tipo específico de instituição de ensino são incipientes no Brasil.

Portanto, o objetivo deste estudo é verificar se a etnia impacta no resultado final do processo seletivo, observando os efeitos de causalidade entre a variável explicativa etnia e a variável dependente ESCORE, que corresponde à pontuação do aluno no referido exame.

2. Referencial Teórico

As etnias na sociedade Brasileira

Para fins deste estudo, utilizou-se a definição de etnia proposta por Carneiro (1998), cujo “conceito engloba as ideias de nação, povo e raça; diz respeito a um grupo com traços físicos e culturais, cujos membros se identificam como grupo, ou seja, sentem que pertencem ao grupo”.

Com a divisão por etnias, a sociedade brasileira foi pautada pela ideia de que os brancos são dominantes ao passo que os negros são vistos como fracos, passivos e menos competitivos (PNUD, 2005). Por isso, Oliveira (2006) defende que o Brasil tem o racismo mais eficaz do planeta cuja mensurabilidade não se faz presente em pesquisas, no entanto, as pessoas sofrem diariamente em seus trabalhos, nas escolas que frequentam, ou até mesmo em suas próprias residências.

No Brasil, dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2008) mostraram que a etnia influenciou a vida pessoal de 62,8% da população, e que 71% destes puderam ter tido como consequência uma perda de emprego ou o ser preterido na busca por uma promoção no trabalho. Esse percentual cai para 59,3% quando o assunto está relacionado ao ambiente escolar, o que se mostra assustador visto que a missão imputada às escolas é de promover a transformação social a todos equitativamente.

De acordo com o Censo do IBGE em 2010 (<http://www.ibge.gov.br/censo>), apresentado resumidamente na Tabela 01, os brancos perfazem uma população de um pouco mais de 91 milhões de habitantes, correspondendo a 47,73% dos brasileiros, enquanto que a soma dos pardos, preto e indígenas correspondem a 97,5 milhões de habitantes, ou seja, 51,17% da população. Analisando o Brasil por regiões, observa-se que o Norte e o Nordeste possuem uma larga predominância de pretos, pardos e indígenas, cujo percentual é de 75,45% e 69,36% das pessoas, respectivamente.

Tabela 01
Composição Étnica da População Brasileira

Cor ou Raça Região	Branca	Preta	Amarela	Parda	Indígena	Sem declaração
Norte	3.720.168	1.053.053	173.509	10.611.342	305.873	509
% Raça (Norte)	23,450%	6,638%	1,094%	66,888%	1,928%	0,003%
Nordeste	15.627.710	5.058.802	631.009	31.554.475	208.691	1.263
% Raça (Nordeste)	29,441%	9,530%	1,189%	59,445%	0,393%	0,002%
Sudeste	44.330.981	6.356.320	890.267	28.684.715	97.960	4.167
% Raça (Sudeste)	55,162%	7,909%	1,108%	35,693%	0,122%	0,005%
Sul	21.490.997	1.109.810	184.904	4.525.979	74.945	256
% Raça (Sul)	78,472%	4,052%	0,675%	16,526%	0,274%	0,001%
Centro-Oeste	5.881.790	939.976	204.599	6.900.822	130.494	413
% Raça (Centro-Oeste)	41,839%	6,686%	1,455%	49,088%	0,928%	0,003%
BRASIL	91.051.646	14.517.961	2.084.288	82.277.333	817.963	6.608
% RAÇA (BRASIL)	47,732%	7,611%	1,093%	43,132%	0,429%	0,003%

Fonte: Censo 2010.

É importante ressaltar que o Censo realizado pelo IBGE leva em consideração a autodeclaração da cor ou raça do respondente para chegar aos números finais da representação dos grupos étnicos. As opções de escolha na entrevista são: branco, preto, pardo, amarelo e indígena, o que causa, segundo Romano, Silva, Teixeira, Lima e Duarte (2008), uma falta de identificação por parte da população com as opções pré-definidas nos questionários, levando uma boa parcela dos respondentes a não se classificarem já que poderiam ser inseridos em outras classes como mameluco, cafuzo, moreno, dentre outros. Esse fato pode ser observado devido à miscigenação que se mostra tão presente na formação da sociedade brasileira.

3. A reparação através das cotas raciais

Em Agosto de 2001, a cidade de Durban (na África do Sul) sediou a 3ª Conferência Internacional de Combate ao Racismo, Discriminação Racial, Xenofobia e Formas Correlatas de Intolerância, promovida pela Organização das Nações Unidas (ONU). Houve nessa ocasião uma forte participação das entidades ligadas ao Movimento Negro Brasileiro que já vinham discutindo, meses antes desse evento ocorrer, como seria feita a reparação em relação aos negros no Brasil.

Segundo Queiroz e Santos (2006), "a primeira proposta de cotas para negros em universidades públicas federais surgiu na UnB (Universidade de Brasília) em 1999. A proposta foi apresentada ao Conselho de Ensino e Pesquisa (CEPE) pelos professores José Jorge Carvalho e Rita Laura Segato (1999) que propuseram uma cota de 20% das vagas para estudantes negros". Em 2001, duas universidades já haviam adotado o sistema de cotas, a Universidade Estadual do Rio de Janeiro (UERJ) e a Universidade do Estado da Bahia (UNEB).

Contrários a esse sistema, Maggie e Fry (<http://www.schwartzman.org.br>) afirmam que a cota é "o remédio que está sendo ofertado em uma bandeja de prata, é um remédio barato (posto que é uma política de custo zero que não irá onerar os cofres públicos) e arriscado, pois o seu custo social pode ser muito alto". Os autores afirmam que essa é uma política de curto prazo cujas consequências serão sentidas no longo prazo.

O sistema de cotas raciais é ainda um tema bastante polêmico, inexistindo um consenso no âmbito acadêmico e social. Apesar de argumentos a favor e contra a esse sistema, no âmbito governamental parece haver um consenso sobre ele quanto à política pública de inclusão étnica nas IFE do país.

Esse posicionamento do governo brasileiro foi manifestado através do Decreto n.º 7.824/2012 que regulamentou a Lei n.º 12.711/2012, conhecida como Lei de Cotas Sociais. Neste instrumento está previsto que as instituições federais de ensino superior e técnico devem reservar no mínimo 50% das suas vagas para estudantes que cursaram integralmente o ensino médio em escolas públicas, que possuem baixa renda per capita e que se declarem pretos, pardos ou indígenas.

4. Estudos anteriores

Na literatura, existem diversos estudos que tratam sobre o acesso às IFE superior, utilizando a variável etnia em seus modelos econométricos, por isso optou-se por utilizá-los, visto que se tem observado poucos estudos que abordam este tema no âmbito das IFET no Brasil.

De acordo com Muniz (2010), a etnia é uma variável problemática no tocante à implementação de políticas públicas eficazes e há três razões para esse fato. A primeira delas relaciona-se às políticas públicas imediatistas que nem sempre levam em consideração a realidade contextual do problema. A segunda, refere-se ao dinamismo temporal, onde há uma transferência de pessoas transitando entre raças de acordo com suas conveniências visto a época na qual se inserem. Por fim, a terceira está associada à sua incapacidade de apontar o cerne da desigualdade, sendo a raça apenas uma aproximação para a demarcação de diferenças de renda, mobilidade social, estado de saúde e acesso a serviços.

Investigando essas questões complexas e multifacetadas, diversos estudos têm mostrado que o principal fator da desigualdade de renda está, em parte, mais associado às questões de escolaridade, ocupação e ao setor de atividade do que em relação à etnia (Ramos e Vieira, 2000; Barros, Henrique e Mendonça, 2002).

Sobre este tema, Queiroz e Santos (2006) desenvolveram um estudo que mostrou o desempenho dos candidatos ao concurso vestibular para a Universidade Federal da Bahia, referente aos anos de 2005 e 2006, chegando ao seguinte resultado: em onze dos dezoito cursos de maior concorrência, ou seja, 61 % deles, os cotistas obtiveram coeficientes de rendimento iguais ou melhores do que os não-cotistas.

Outro estudo relevante foi feito por Emílio *et al.* (2004) que utilizaram um modelo econométrico para estimar os efeitos determinantes do acesso de candidatos ao vestibular da FUVEST (Fundação Universitária para o Vestibular) como conceito de entrada para a Universidade de São Paulo, no ano de 2000. Dentre as variáveis estudadas, destacaram-se a educação da mãe, idade, raça, sexo, estado de origem e uma *proxy* para renda. Dentre os resultados encontrados, a etnia foi uma variável significativa para todos os grupos étnicos, exceto para a dos indígenas, em que os brancos tinham vantagem quando comparados aos negros e pardos, mas obtinham desvantagem quando comparados aos de etnia amarela.

Em uma pesquisa sobre o impacto do argumento de inclusão enquanto política pública de acesso à Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN), Griner, Sampaio e Sampaio (2012) encontraram que há

uma pequena disparidade no argumento de inclusão entre os que se autodeclararam pretos ou brancos, no entanto não houve significância entre brancos e pardos. Os autores concluíram que a composição étnica do RN difere dos demais estados da federação brasileira em virtude da colonização europeia e que mostra, a partir da base de dados estudada, a baixa representatividade da variável cor em relação às demais investigadas.

Por outro lado, Ribeiro (2006) defende, em seu ensaio sobre a influência da classe social e da raça como fatores determinantes para a mobilidade social, que há desigualdade de oportunidades entre brancos e não-brancos em relação àqueles que fazem parte das classes sociais mais favorecidas, entretanto que para aqueles que compõem as classes sociais mais baixas o efeito atribuído à cor se extingue, não havendo nenhum tipo de relação.

Diante do exposto, esses estudos demonstraram que a variável etnia nem sempre demonstrou ser significativa no desempenho de candidatos às vagas de IFE, e que aspectos específicos, quando associados à classe social, produziram impactos diferenciados no desempenho. O impacto da etnia também depende do local, uma vez que a cultura histórica da unidade da federação estudada influencia os resultados.

5. O Processo seletivo e o sistema de cotas no Instituto Federal de Ensino técnico pesquisado

O processo seletivo em questão refere-se ao segundo semestre de 2012 para provimento de 992 vagas distribuídas por 24 cursos de nível médio oferecido pelos onze Campus do IFET pesquisado. A modalidade do exame estudado, intitulado exame técnico subsequente, é voltado para candidatos egressos do nível médio. Os cursos possuem duração média de um ano e meio a dois anos. Neste processo seletivo não foi adotado o sistema de cotas para pretos, pardos ou indígenas.

A prova que constitui o exame é composta pelas disciplinas de português, matemática e redação cujo valor final da pontuação, denominada *score*, é igual à soma da pontuação por matéria dividido por 3. O preenchimento das vagas ocorre por Campus, por curso, por turno e, também, por meio de processo classificatório, obedecendo à ordem decrescente dos argumentos de classificação dos candidatos que se submeteram a todas as provas e foram considerados aptos de acordo com o sistema de cotas utilizados pelo IFET.

No ano de 2004, os cursos de graduação e de técnico subsequente foram inseridos nas políticas afirmativas da referida Instituição, passando a destinar 50% das vagas dos cursos para alunos advindos de escolas públicas e os outros 50% distribuídos entre os alunos de escolas particulares e os da escola pública que ainda não contemplados pela primeira lista. O exame técnico subsequente abordado neste estudo obedece a esse mecanismo de cotas.

6. Metodologia

O presente estudo caracteriza-se como exploratório-descritivo de natureza quantitativa. O universo da pesquisa corresponde ao total de candidatos inscritos no processo seletivo para técnico subsequente

referente ao segundo semestre de 2012, perfazendo um total de 5.631 inscritos, já excluindo os que faltaram ao certame. Os dados foram disponibilizados pela IFET pesquisada através da Pró-reitoria de Ensino, órgão responsável pelos processos seletivos da Instituição.

O procedimento de análise iniciou-se pela estatística descritiva com o objetivo de apresentar a composição e as características do universo abrangido neste estudo para, em seguida, proceder com a análise da regressão múltipla, estimando o efeito da etnia, variável de interesse, no desempenho dos candidatos, variável dependente que é representada pelo escore. As demais variáveis foram adicionadas como controle.

Desse modo, foram utilizadas na modelagem a variável “escore” como dependente e, como variáveis independentes, a etnia (classificada neste estudo como etnia), idade, gênero e tipo de escola. Foram criadas *dummies* para as variáveis nominais conforme descritos na Tabela 02.

Tabela 02
Variáveis *dummies*

Variável Nominal	Valores atribuídos
Gênero	1 - Masculino 0 - Feminino
Etnia	1 - Pretos, Pardos e Indígenas 0 - Brancos e Amarelos
Tipo de Escola	1 - Escola Pública (Estadual, Federal, Municipal e Filantrópica) 0 - Escola Particular

Fonte: Dados da Pesquisa, 2012

A variável etnia foi dividida em dois grupos, um para etnias que não se inserem no sistema de cotas (brancos e amarelos – BA’s) e outro formado pelos pretos, pardos e indígenas (PPI’s) que poderão se beneficiar com a adoção do regime de cotas para IFE.

A equação (1) de regressão múltipla empregada neste estudo foi:

$$score = \beta_0 + \beta_{idade} + \beta_{tipo\ de\ escola} + \beta_{gênero} + \beta_{etnia} + \varepsilon \quad (1)$$

7. Discussão dos resultados

Estatísticas Descritivas

A análise das estatísticas descritivas dos dados compreendeu todas as variáveis abordadas neste estudo, ou seja, o escore, idade, gênero, tipo de escola e etnia, contribuindo para a interpretação da regressão múltipla e para o conhecimento das características dos candidatos que concorreram ao processo seletivo do curso técnico subsequente no segundo semestre de 2012 na IFET estudada.

Analisando primeiramente os escores totais dos dois grupos de candidatos, isto é, os aprovados e eliminados, verificou-se uma média de 398,98, sendo eliminados 83,1% deles durante o processo seletivo. Tem-se, por isso, uma maior concentração de notas nos valores mais baixos que a mediana (igual a 356,00), de forma que o escore médio dos estudantes aprovados seja de 582,18 em detrimento aos eliminados, com média de 361,70. Esses dois grupos possuem médias de escores diferentes pelo teste *t-student* a 1% de significância (com $p=0,000$).

No que tange à idade, os candidatos que prestaram o exame teriam em média 23 anos. Entretanto, pela composição dos dados, observou-se uma maior concentração de idade inferior a 21 anos (que é a mediana) e uma grande dispersão entre idades mais avançadas, atingindo o valor máximo de 57 anos. Para verificar a correlação entre idade e escore, foi feita uma correlação de Pearson e verificou-se que existe uma correlação negativa, na ordem de 0,108, e significativa estatisticamente (com $p=0,000$). Pelo valor do coeficiente da correlação, o efeito da idade em relação ao escore seria considerado fraco de modo que um aumento na idade levaria a uma diminuição no escore do indivíduo. Assim, analisando a idade média dos dois grupos, foi ratificado os resultados da correlação negativa, ou seja, os candidatos aprovados teriam idade média de 22,57 anos e os reprovados uma idade média de 23,33 anos.

Quanto ao gênero, a maioria dos candidatos são homens, perfazendo um total de 56,2% dos inscritos. Esse percentual tende a aumentar quando se observa os aprovados, dentre os quais 58,1% são do sexo masculino. Os resultados desse gênero também apresentaram um melhor desempenho na aprovação, isto é, 17,5% dos homens inscritos foram aprovados contra 16,2% das mulheres. Tal resultado também se comprovaria nos escores, em que os homens apresentaram um escore médio de 404,04 e as mulheres de 392,47. A média de pontuação dos grupos são, estatisticamente, diferentes e significantes de acordo com o teste t ($p=0,001$).

Em relação ao tipo de escola, observa-se que, dentre os inscritos, existe uma maioria advinda da escola pública (71,8%) assim como entre os aprovados (76,8%). Percebeu-se também que, dentre os candidatos deste tipo de instituição, 17,1% são aprovados contra 15,9% dos candidatos advindos de escolas particulares. Porém, no que diz respeito aos escores dos candidatos, os melhores resultados são atribuídos àqueles das escolas particulares. Esses candidatos apresentaram uma média de escore de 420,42 contra 390,94 dos candidatos das escolas públicas, demonstrando que, embora a aprovação seja pior em candidatos advindos de escolas privadas, o desempenho deles foi visivelmente melhor. Tal diferença entre os escores seriam significantes estatisticamente (com $p=0,000$) através do teste t de *student*.

Por fim, no que tange à etnia, a variável de interesse deste estudo, tem-se que 54,3% dos inscritos são autodeclarados pretos, pardos ou indígenas. Entretanto, este grupo corresponderia, segundo o censo do IBGE em 2008, a 57,81% da população do estado em que reside o instituto pesquisado. Portanto, esses resultados comprovam que, embora a maioria dos concorrentes continue sendo PPI's, a procura por uma vaga é levemente mais forte por parte dos indivíduos brancos e amarelos.

Já no que diz respeito ao desempenho dos indivíduos em termos de aprovação, tem-se que, dentre os candidatos BA's, 18,4% foram aprovados e, dentre os PPI's, este resultado foi de 15,7% em relação ao total. Analisando especificamente os aprovados, no entanto, tem-se que 50,3% são PPI's e os restantes 49,7% são BA's. Esse resultado pode ser atribuído pelo fato de que eles foram maioria dentre os candidatos que participaram do exame, mas o desempenho deles não foi melhor em relação aos BA's. Se for analisado o resultado do escore final dos concorrentes, tem-se que a média dos PPI's é de 394,39 enquanto que dos BA's foi de 403,82, ressaltando que este, de fato, apresentaria um melhor desempenho. Nota-se, todavia, que embora significativa ($p=0,010$), a diferença das médias não seria muito grande, como já constatado por Griner, Sampaio, Sampaio (2012).

8. Análise da Regressão

Com o resultado do modelo de regressão múltipla, foi possível demonstrar a relação de causalidade entre as variáveis investigadas. Quando analisados os resultados relativos ao Teste F, nota-se que as variáveis independentes exerceram influência sobre a dependente de forma que o modelo foi significativo (com $p=0,000$).

Para validar a regressão quanto aos seus pressupostos, foram realizados os testes de VIF, Tolerance, Durbin-Watson e Pesaran-Pesaran.

Recorrendo ao teorema do limite central, pode-se pressupor normalidade dos resíduos em virtude ao tamanho da amostra de 5.625 indivíduos. Quanto à multicolinearidade, testada pelo VIF e Tolerance, obteve-se como resultado uma multicolinearidade aceitável, ou seja, dentro da normalidade. A autocorrelação foi testada por Durbin-Watson, obtendo um resultado de 1,87, demonstrando ausência de autocorrelação tanto a 5% quanto a 1% de significância. Por fim, a homocedasticidade foi verificada pelo teste de Pesaran-pesaran, obtendo como resultado que os resíduos seriam homocedásticos, devido a não rejeição da hipótese nula em detrimento da alternativa de acordo com o p valor de 0,12.

Retomando a Equação (1) e de acordo com os sinais e coeficientes resultantes do modelo de regressão, a Equação (2) foi estimada:

$$score = 461,427 - 2,116_{idade} - 24,213_{escola\ pública} + 14,1_{homem} - 7,492_{PPI} \quad (2)$$

De acordo com a Equação (2), os candidatos advindos de escola pública apresentaram maior impacto negativo no escore final em detrimento das outras variáveis estudadas. Essa variável, "tipo de escola", apresentou, para os alunos que cursaram o ensino médio em escolas da rede pública de ensino, um coeficiente negativo de 24,21 (com $p=0,000$), observando que se pode estimar, em média, um déficit de 24,21 no escore do aluno advindo da rede pública quando comparado ao candidato da rede particular de ensino.

Tal resultado também foi constatado por estudos anteriores, tais como o de Ramos e Vieira (2000); Barros *et al.* (2002) e Griner *et al.* (2012). O fato mostra a fragilidade dos candidatos advindos da escola pública, justificando a política afirmativa de cotas adotada pelo instituto federal estudado e que também é empregado por outras Instituições de ensino do Brasil.

No tocante à idade, a relação de causalidade com o escore apresenta-se também negativa, demonstrando que quanto maior a idade de um candidato, menor seria seu resultado. Tal redução seria estimada em uma média de 2,116 (com $p=0,000$), de forma que, para cada ano a mais que um candidato venha a ter, estima-se uma redução média de 2,116 em seu escore. Este valor pode ser inferior ao coeficiente observado da variável "tipo de escola", entretanto, uma vez que a idade seria uma variável métrica de ampla dispersão, conforme já discutido no tópico anterior, o valor do escore pode ser fortemente influenciado por este fator.

Já em relação à variável "gênero", a pesquisa revela que os homens teriam uma vantagem estimada média de 14,1 pontos no escore final (com $p=0,000$) em relação às mulheres, sendo esta a segunda variável de maior coeficiente na regressão, ratificando as observações realizadas na análise

descritiva do presente estudo, onde se observou um melhor desempenho por parte dos candidatos do sexo masculino.

Sobre isso, Valverde e Stocco (2009) comentam que o ambiente escolar apresenta mecanismos racistas e sexistas na passagem do ensino médio para o superior, impactando marcadamente as mulheres negras. Os autores afirmam que, ao contrário do que ocorre com o grupo branco, o grupo negro apresenta as maiores taxas de crescimento no acesso ao ensino superior para os homens, ampliando sua participação em 408%, no período entre 1993 e 2007, enquanto as mulheres negras tiveram um aumento de 338% no mesmo período.

Apesar de esse estudo tratar sobre ensino superior, o desejo por qualificação profissional identificado nos cursos superiores e técnicos pode apresentar interpretações similares. Além disso, ressalta-se a herança cultural masculina em cursos técnicos, tais como os que são ofertados pela IFET estudada.

A etnia, ou etnia do candidato, possui o menor impacto dentre as variáveis que fazem parte desta modelagem, com um coeficiente de $-7,493$ (com $p=0,044$). Isto significa que, em média, um candidato autodeclarado preto, pardo ou indígena teria uma pequena redução em seu escore final quando comparado aos candidatos autodeclarados brancos e amarelos em 7,493 pontos. O valor baixo desse coeficiente corrobora com os estudos encontrados na literatura como os de Emílio *et al.* (2004); Queiroz e Santos (2006); Ramos e Vieira (2000); Barros *et al.* (2002) e Griner *et al.* (2012).

9. Conclusões

O presente estudo investigou se a variável etnia impacta no resultado final do processo seletivo para curso técnico subsequente em uma Instituição Federal de Ensino Técnico do país que ainda não adotou o sistema de cotas para negros, pardos e indígenas em 2012. Foi observado os efeitos de causalidade entre as variáveis explicativas etnia, idade, gênero e tipo de escola em relação à variável dependente escore, que se refere à pontuação do candidato.

A composição dos 5.631 candidatos que concorreram a este processo seletivo apresentaram características bastante interessantes para avaliação dos ingressos no ensino técnico, campo este incipiente no país quanto ao estudo de etnias.

Os resultados encontrados na regressão sugerem que a etnia possui o menor impacto no escore dos candidatos em relação às outras variáveis estudadas, como idade, tipo de escola e gênero. Analisando o perfil dos inscritos, verificou-se que 54,3% são autodeclarados pretos, pardos ou indígenas e que, apesar dessa representatividade, os candidatos autodeclarados brancos ou amarelos apresentaram maior média de escore (403,82 contra 394,39 dos PPI) e maior percentual de aprovação (foram 18,4% do total em relação a 15,7% do total de PPI). Essa diferença suave também foi encontrada em estudos anteriores sobre este tema em instituições de ensino superior.

De acordo com os resultados mostrados na regressão estimada, a variável de maior impacto foi o tipo de escola. Os resultados apontaram que o candidato advindo da escola pública, que compôs a maioria de inscritos e aprovados no exame, apresentou escore inferior em relação aos alunos que estudaram em

escolas particulares. Esse resultado ratifica as fragilidades e desvantagens dos estudantes da rede pública de ensino, justificando a necessidade das políticas afirmativas de cotas vigentes em processos seletivos de instituições federais de ensino desde 2004.

As demais variáveis também apresentaram forte impacto e significância estatística na regressão estimada. A variável idade exibiu relação inversamente proporcional no escore cuja idade média dos aprovados foi de 22 anos contra 23 anos dos eliminados, e que ser do sexo masculino impactou positivamente o escore. Dentre os fatores que podem estar relacionados a esse comportamento, destaca-se a herança cultural masculina em cursos técnicos e aspectos sexistas no ingresso à qualificação profissional nas mulheres negras, por exemplo.

Diante do exposto, conclui-se que, para os candidatos que prestaram o processo seletivo para os cursos técnicos subsequente no segundo semestre de 2012 da IFET estudada, a variável etnia não influenciou significativamente no resultado final do certame.

Para pesquisas futuras, é sugerida a inclusão da variável renda na modelagem da regressão dada sua importância na literatura, e também a comparação destes resultados em relação a processos seletivos que adotem o sistema de cotas para pretos, pardos e indígenas.

Referências

- BARROS, R. P., HENRIQUES, R., e MENDONÇA, R. (2002). *Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil* (Texto para discussão, n.º 857). Rio de Janeiro, RJ: IPEA.
- CARNEIRO, M. L. T. (1998). *O racismo na história do Brasil* (8ª ed.). São Paulo: Ática.
- CORRAR, L.J., Paulo, E., Dias, e J. M. Filho (2007). *Análise Multivariada: para os cursos de Administração, Ciências Contábeis e Economia*. São Paulo: Atlas.
- EMILIO, D. R., BELLUZZO, W. Jr., e ALVES, D. C. (2004). Uma análise econométrica dos determinantes do acesso à universidade de São Paulo. *Pesquisa e planejamento econômico*, 34 (2), 275-306.
- FRY, P. (2000). Politics, nationality, and meanings of "race" in Brazil. *Journal of the American Academy of Arts and Sciences*, 129(2), 83-118.
- GRINER, A., SAMPAIO, L. M. B., e SAMPAIO, R. M. B. (2012, Setembro). O argumento de inclusão enquanto política de acesso à universidade pública. *Anais do Encontro da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração*. Rio de Janeiro, RJ, Brasil, 36.
- HAIR, J. F. Jr., Anderson, R. E., Tathan, R. L., & Black, W. C. *Análise Multivariada de Dados* (5ª ed.). (A. S. Sant'Anna e A. Nt Chaves, Trad.). Porto Alegre: Bookman.
- HASENBALG, C., e SILVA, N. do V. (eds.). (1988). *Estrutura social, mobilidade e raça*. Rio de Janeiro: Luperj/Vértice.
- HASENBALG, C., e SILVA, N. do V. (1992). *Relações raciais no Brasil Contemporâneo*. Rio de Janeiro: Rio Fundo Editora
- HASENBALG, C., LIMA, M., e SILVA, N. do V. (1999). *Cor e Estratificação Social*. Rio de Janeiro: Contracapa
- HENRIQUES, R. (2001). Desigualdade Racial no Brasil: Evolução das Condições de Vida na Década de 90 (Texto para Discussão, n.º 807). Rio de Janeiro, RJ: IPEA.
- MAGGIE, Y. (2005). Políticas de cotas e o vestibular da Unb ou a marca que cria sociedades divididas. *Horizontes Antropológicos*, 11(23), 286-291.
- MOEHLECKE, Sabrina. (2002). Ação Afirmativa: História e Debates no Brasil. *Cadernos de pesquisa*. s/v(117), 197-218. Recuperado em 13 Dezembro, 2012, de <http://www.scielo.br/pdf/cp/n117/15559.pdf>.

- MUNIZ, J. O. (2010, Junho). Ensaio sobre o uso da variável raça-cor em estudos quantitativos. *Rev. Sociologia Política*, 18 (36), 277-291.
- OLIVEIRA, L. E. G., Porcaro, R. M., & Costa, T. C. N. A. (1983). *O Lugar do negro na força de trabalho*. Rio de Janeiro: Fundação IBGE.
- OLIVEIRA, E. de. (2004). *Mulher negra professora universitária: trajetória, conflitos e identidade*. Brasília: Líber Livro.
- PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO NO BRASIL. (2005). Racismo, pobreza e violência (Relatório de Desenvolvimento Humano/2005), Brasília, DF, Programa das Nações Unidas para o desenvolvimento no Brasil.
- PIERSON, D. (1945). *Branco e Pretos na Bahia: Estudo de Contato Racial*. (Coleção Brasileira, vol. 241). São Paulo: Companhia Editora Nacional.
- QUEIROZ, D. M., e SANTOS, J. T. (2006). Sistema de Cotas: Um Debate Dos dados a manutenção de privilégios e de poder. *Educação & Sociedade*, 27(96), 717-737. Recuperado em 9 de Dezembro, 2012, de <http://www.scielo.br/pdf/es/v27n96/a05v2796.pdf>.
- RIBEIRO, C. A. C. (2006). Classe, Raça e Mobilidade Social no Brasil. *Revista de Ciências Sociais*, 49(4), 833-873.
- ROMANO, R. C. C., SILVA, I. C. C., e TEIXEIRA, M. de P. (2008). A percepção da população discente de uma instituição de ensino superior pública quanto à sua identificação étnico-racial. *Anais da Associação Brasileira de Estudos Populacionais*, Caxambú, MG, Brasil, 16.
- RAMOS, L. R., e VIEIRA, M. L. (2000). Determinantes da desigualdade de rendimentos no Brasil, nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. In: *Henriques R (org) Desigualdade e pobreza no Brasil*. Brasília, DF, Brasil.: IPEA, 159-76.
- SANTOS, G. A. dos. (2002). *A invenção do ser negro*. São Paulo: EDUC/Fapesp.
- SCHNEIDER, A. L. (2006). Mistificações da ciência. *História Viva Temas Brasileiros*, 78-85.
- LEI N. 12.711, de 29 de Agosto de 2012 (2012). Dispõe sobre o ingresso nas universidades federais e nas instituições federais de ensino técnico de nível médio e dá outras providências. Brasília, 2012. Recuperado em 11 de Dezembro, 2012, de http://www.planalto.gov.br/CCIVIL_03/ Ato2011-2014/2012/Lei/L12711.htm.
- DECRETO n. 7.824, de 11 de Outubro de 2012 (2012). Regulamenta a Lei n. 12.711, de 29 de agosto de 2012, que dispõe sobre o ingresso nas universidades federais e nas instituições federais de ensino técnico de nível médio. Brasília, 2012. Recuperado em 11 de Dezembro, 2012, de http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/ Ato2011-2014/2012/Decreto/D7824.htm.
- VALVERDE, D. O. e STOCCO, L. (2009). Notas para a interpretação das desigualdades raciais na educação. *Revista Estudos Feministas*, 3(17), 909-920.