

OPINIÃO PÚBLICA

Opinião Pública

ISSN: 0104-6276

cesop@unicamp.br

Universidade Estadual de Campinas
Brasil

Turgeon, Mathieu; Sant'Anna Chaves, Bruno; Washington Wives, Willian
Políticas de ação afirmativa e o experimento de listas: o caso das cotas raciais na universidade
brasileira

Opinião Pública, vol. 20, núm. 3, diciembre, 2014, pp. 363-376

Universidade Estadual de Campinas
São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=32932810004>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Políticas de ação afirmativa e o experimento de listas: o caso das cotas raciais na universidade brasileira

Mathieu Turgeon

Instituto de Ciência Política

Universidade de Brasília

Bruno Sant'Anna Chaves

Analista ambiental no Serviço Florestal Brasileiro (SFB)

Willian Washington Wives

Bolsista no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)

Resumo: Neste artigo adotamos uma metodologia de questionamento indireto para medir as opiniões de estudantes da UnB acerca do uso da cor/raça como um critério de admissão à Universidade. Partimos da hipótese de que opiniões sobre políticas afirmativas não são obtidas com confiabilidade em *surveys* convencionais, pois o grupo não elegível ao benefício (no caso, os estudantes brancos) poderia ocultar uma resposta de oposição por receio de parecer preconceituoso. Esse efeito é conhecido na literatura como *efeito da desejabilidade social*. Portanto, adotamos uma metodologia que garante privacidade aos respondentes, denominada *experimento de listas*, para medir as opiniões sinceras dos estudantes acerca do sistema de cotas raciais. Porém os resultados mostraram que o viés nas opiniões ocorreu, de forma inesperada, no grupo de estudantes elegíveis às cotas (afrodescendentes e indígenas). Precisamente, eles apoiaram fortemente o sistema de cotas raciais (68,3%) quando tiveram privacidade nas respostas, mas na pergunta direta demonstraram apenas uma tímida aprovação (29,0%). Chamamos esse efeito de *efeito de inibição*. Paralelamente, os estudantes brancos não demonstraram nenhum efeito de desejabilidade social, contrariando alguns achados de pesquisas similares nos EUA.

Palavras-chave: atitudes políticas; experimento de *survey*; efeito de *survey*; políticas de ação afirmativa

Abstract: In this article, we adopt an indirect questioning methodology to measure attitudes toward the use of race as a criterion for admission in Brazilian higher education institutions. We hypothesize that attitudes toward such affirmative action policies cannot be measured by conventional survey questions because non-eligible students – mostly white students – may fear to appear prejudiced by showing opposition to them. This survey effect is known as the *social desirability effect*. Thus we adopt a list experiment to measure students' sincere attitudes toward the race-based quota admission system. We find that white students do not over-report their approval of racial quotas in university admissions. But, the results show that quota eligible students, Afro and indigenous Brazilians, tend to overwhelmingly under-report their approval of race quotas. Specifically, eligible students strongly approve of the racial quota system (68.3%) when provided privacy in their responses, but publicly voice only timid approval of it (29.0%). We label this effect as the *inhibition effect*. Moreover, we did not find a social desirability effect among white students, contrasting with some previous findings in the U.S.

Keywords: political attitudes; survey-experiment; survey effect; affirmative action policies

Introdução

Cientistas políticos se preocupam em medir as atitudes ou opiniões das pessoas acerca de uma grande variedade de assuntos. Isso, entretanto, nem sempre é fácil devido à natureza de alguns dos assuntos discutidos (BERINSKY, 1999; 2002; KRYSAN, 1998). Nem todas as pessoas se dispõem a expressar publicamente suas visões políticas e isso é ainda mais problemático nas visões relacionadas às questões socialmente sensíveis, como raça e gênero. Entretanto, a despeito dessas dificuldades, medir e estudar essas opiniões mais sensíveis continua sendo importante.

Um problema de particular interesse diz respeito às opiniões em relação às políticas de ação afirmativa. Embora a segregação racial não seja mais tolerada em regimes democráticos, a discriminação ainda existe. Países com passado segregacionista, como os EUA e a África do Sul, e outros, como o Brasil, têm tentado conter a discriminação racial e corrigir, ao mesmo tempo, as violações históricas de direitos adotando políticas de ação afirmativa. Especificamente, essas políticas têm como objetivo reparar injustiças sofridas por alguns grupos, utilizando a raça como critério para a admissão em estabelecimentos educacionais e para decisões de preenchimento de vagas de empregos, por exemplo.

O apoio público às políticas de ações afirmativas não é universal, especialmente entre os brancos. Segundo a literatura americana, existem duas perspectivas distintas para explicar essa oposição. Para alguns estudiosos, a oposição em relação às políticas de ação afirmativa é mais bem explicada pelo racismo não explícito das pessoas brancas (GAERTNER; DOVIDIO, 1986; SEARS, 1988). Ainda, para outros, a oposição às políticas de ação afirmativa não é relacionada ao racismo, mas à crença de que essas políticas são de natureza injusta (EDSALL; EDSALL, 1991; SNIDERMAN; PIAZZA, 1993). Diversas outras concepções e argumentos permeiam esse tema, porém a análise desse debate não está no escopo do trabalho.

As duas perspectivas não são completamente certas ou erradas (KUKLINSKI et al., 1997). Enquanto alguns brancos podem se posicionar contra as políticas de ação afirmativa se baseando em preconceitos raciais, outros se opõem a elas porque realmente pensam que tais políticas são injustas. Porém, a despeito das razões dessa oposição, medir as opiniões em relação às políticas de ação afirmativa é difícil, já que as pessoas podem não estar dispostas a revelar as suas opiniões verdadeiras por medo de parecerem racistas. Especificamente, as pessoas podem sub ou sobreinformar suas preferências às políticas afirmativas para adequar-se às normas sociais. Nesse caso, dizemos que as respostas coletadas sofrem o efeito da *desejabilidade social* e não representam preferências ou opiniões necessariamente sinceras. Então, como medir as *reais* opiniões em relação a essas políticas?

Felizmente, avanços recentes nas pesquisas acerca de técnicas de *survey* fizeram com que agora seja mais fácil descobrir as opiniões acerca de questões sensíveis, como as políticas de ação afirmativa (SNIDERMAN; GROB, 1996). A prática mais comum nos dias de hoje é o uso do *experimento de listas*, um método de questionamento indireto que provê aos respondentes alguma privacidade – veja, por exemplo, Kuklinski et al. (1997), Kuklinski; Cobb; Gilens (1997) e Sniderman; Carmines (1997). Essa técnica, quando comparada com o *survey* tradicional, permite uma mensuração mais sincera das opiniões das pessoas e se oferece então como uma técnica adequada para mensurar opiniões sobre assuntos sensíveis como as políticas de ação afirmativa.

No Brasil, são muito poucos os trabalhos voltados a medir o apoio público às recentes políticas de ação afirmativa (BITTAR; ALMEIDA, 2006; NEVES; LIMA, 2007). Também, nenhum desses trabalhos tem se preocupado com o possível efeito de desejabilidade social mencionado acima. Este artigo busca preencher essa lacuna aplicando a técnica do experimento de listas para uma amostra de alunos de graduação em

uma grande universidade pública brasileira, onde a política de cotas raciais é aplicada há cerca de dez anos¹.

Nesse sentido, o presente artigo oferece duas contribuições. Primeiro, ele apresenta uma nova metodologia que pode ser adotada em pesquisas de opinião sobre atitudes socialmente sensíveis. Essa ferramenta consiste num experimento que pode ser facilmente embutido em qualquer pesquisa de *survey*. Essa metodologia apresenta-se muito útil dada a recente atenção na mídia e na arena política a assuntos socialmente sensíveis como os direitos dos homossexuais, das pessoas de cor ou qualquer outro grupo minoritário frequentemente vítima de discriminação. Segundo, o artigo apresenta resultados importantes acerca de uma política pública que recentemente ganhou muita força. Mais especificamente, a partir de 2013 até 2016, todas as universidades públicas federais deverão adotar um sistema de cotas em que 50% das vagas de ingresso nessas universidades serão reservadas aos estudantes oriundos de escolas públicas e, dentre estes, serão beneficiados em proporção maior os de baixa renda, os negros, os pardos e os indígenas. Nesse sentido essa pesquisa se apresenta como altamente relevante para entender melhor como o grupo mais afetado por essa nova política, ou seja, os alunos, percebe as políticas de cotas no ingresso nas universidades.

No primeiro semestre de 2011, aplicamos o experimento de listas a uma amostra de alunos da graduação da Universidade de Brasília, a qual adotou um sistema de cotas em que uma proporção das vagas é destinada a estudantes negros e indígenas desde 2004, e encontramos resultados instigantes. Precisamente, nós descobrimos que uma proporção substancial de estudantes (47,9%) concorda com o uso de cotas raciais. Esse número contrasta com aquele obtido de um *survey* mais convencional, que pergunta diretamente sobre aprovação acerca de cotas raciais, em que a aprovação é de apenas 27,4%. Os achados indicam que estudantes brancos curiosamente não tendem a subinformar ou sobreinformar sua aprovação às cotas raciais para ingresso nas universidades – diferentemente do que a literatura aponta no caso dos EUA (KUKLINSKI et al., 1997). O apoio dos alunos brancos às cotas é baixo (26,8%) e eles não temem demonstrá-lo. Por outro lado, os resultados mostram que os estudantes afrodescendentes e indígenas tendem fortemente a *subinformar* sua aprovação às cotas raciais para o ingresso na universidade. Esses estudantes, em situação de privacidade para sua resposta, aprovam vigorosamente o sistema de cotas raciais (68,3%), mas na pergunta direta apoiam significativamente menos (29,0%). Como esperado, o apoio real é bem maior entre os estudantes afrodescendentes e indígenas, quando comparados aos estudantes brancos. Porém, é curioso encontrar tão grande resistência dos brancos à norma social e observar que os estudantes afrodescendentes e indígenas temem mostrar publicamente seu real apoio ao sistema de cotas como modo de ingresso nas universidades públicas brasileiras.

A seguir apresentamos uma discussão maior sobre a mensuração de opiniões acerca de assuntos socialmente sensíveis, com uma atenção particular às políticas de cotas raciais nas universidades públicas brasileiras. Apresentamos depois os detalhes da metodologia adotada neste artigo, seguidos da apresentação de seus resultados. O artigo conclui com algumas avaliações dos achados e possíveis recomendações para elaboração futura de novas políticas de ação afirmativa no país.

¹ A política pública federal de cotas raciais nas IES foi anunciada em 2003 e implementada no ano seguinte na Universidade de Brasília. Entre 2004 e 2012 diversas IES federais e estaduais implementaram sistemas de cotas. Em 2013 a política ganha força com a implementação da Lei de Cotas (Lei federal nº 12.711/2012).

Opiniões em questões sensíveis: o caso das políticas de ação afirmativa

É bem documentado que as opiniões em relação a problemas sensíveis são difíceis de mensurar, pois as pessoas tendem a sub ou sobreinformar suas preferências em pesquisas por medo de não se adequarem às normas sociais. Nesse caso, dizemos que as respostas coletadas sofrem o efeito da deseabilidade social. A tendência dos respondentes de sub ou sobreinformar suas preferências causa preocupação quando se está interessado em encontrar a “verdadeira” distribuição de opiniões acerca desses assuntos sensíveis ou sobre comportamentos. Por exemplo, nos EUA as pessoas tendem a sobreinformar a participação em uma eleição (KATOSH; TRAUGOTT, 1981) e a dizer que votaram no candidato vencedor quando não o fizeram (WRIGHT, 1990; 1993). Similarmente, existem evidências de que respondentes provêm respostas diferentes quando a raça (SCHUMAN; CONVERSE, 1971) ou o gênero (HUDDY et al., 1997) do entrevistador é diferente. Ademais, a presença de efeitos de deseabilidade social em pesquisas faz com que seja difícil estudar as fontes das opiniões acerca de tais questões, porque não se pode discernir com confiabilidade quem de fato possui qual opinião.

O efeito de deseabilidade social tem chance de ocorrer quando se tenta medir as opiniões em relação às políticas de ação afirmativa. Sabe-se que tais políticas são racializadas (KUKLINSKI et al., 1997). Consequentemente, alguns respondentes, por medo de parecerem racistas, podem indicar apoio para políticas de ação afirmativa quando na verdade se opõem. A percepção do apoio público para políticas dessa natureza pode ser superestimada por pesquisas tradicionais (ibid.).

Uma política de ação afirmativa de grande interesse no Brasil é a política de cotas no ingresso nas universidades públicas brasileiras. No país, afrodescendentes e indígenas têm sido ao longo do tempo excluídos das instituições de ensino superior, conforme pode se constatar na Tabela 1, obtida com dados do Censo Demográfico 2010. Os negros, os pardos e os indígenas, quando comparados com os brancos, atingem em proporções muito inferiores o ensino superior completo.

Tabela 1
Proporção de pessoas com ensino superior completo no Brasil
por cor/raça

Cor/Raça	% de pessoas com ensino superior completo
Branca	12,75
Negra	3,96
Parda	4,05
Indígena	2,72
Amarela	14,38

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2010.

Em tempos recentes, as políticas de ação afirmativa têm sido implementadas para corrigir essa exclusão histórica, realizando reparações para membros desses grupos. Essas políticas marcam um ponto de inflexão no posicionamento do governo em face da questão racial no Brasil: passou-se, gradualmente, de um elogio à miscigenação e do “mito da democracia racial” para uma postura em que se reconhecem as desigualdades raciais e desenvolvem-se políticas públicas para mitigá-las (MAIO; SANTOS, 2005). A principal política de ação afirmativa para negros e indígenas no Brasil tem sido as cotas nos vestibulares das instituições públicas de ensino superior (Ipes) brasileiras, fruto da pressão de movimentos negros e demais

movimentos sociais comprometidos com a mitigação das desigualdades socioeconômicas desfavoráveis a esses grupos (AVELAR, 2007).

As primeiras Ipes a adotar cotas raciais no vestibular foram as universidades estaduais do Rio de Janeiro e do Norte Fluminense, ambas em 2001; seguidas pelas universidades estaduais da Bahia (2002) e do Mato Grosso do Sul (2003). Todas adotaram um sistema de autodeclaração racial dos candidatos (BITTAR; ALMEIDA, 2006). A Universidade de Brasília (UnB) foi a primeira universidade pública federal a adotar o sistema de cotas raciais, em 2004. O sistema da UnB inovou ao implantar uma comissão de avaliação racial dos candidatos, a fim de evitar fraudes ocorridas pela simples autodeclaração. A atuação dessa comissão foi criticada por muitos atores como sendo autoritária, arbitrária e por fazer uso de pretéritas técnicas instrumentais da antropologia (MAIO; SANTOS, 2005). A despeito das controvérsias, desde o vestibular do segundo semestre de 2004 até o vestibular do segundo semestre de 2012, 20% das vagas foram reservadas para candidatos negros e indígenas, permitindo uma maior inclusão desses grupos na UnB.

O atual paradigma das ações afirmativas no Brasil foi a aprovação do marco legal que regulamenta as cotas para todas as Ipes federais do Brasil – a Lei nº 12.711 de 29 de agosto de 2012. Essa lei determina que as Ipes federais deverão adotar um sistema que reserva 50% das vagas a alunos oriundos de escolas públicas no ensino médio: dessas vagas, 50% devem ser destinadas a estudantes de baixa renda, ou seja, renda familiar *per capita* igual ou inferior a 1,5 salário mínimo por mês. Essas são as chamadas *cotas sociais*. Dentro dessas cotas sociais, a lei determinou cotas raciais para estudantes negros, pardos e indígenas, com reserva de vagas no mínimo igual à sua distribuição na população da unidade federativa em que se localiza a Ipe (BRASIL, 2012).

As novas regras de cotas devem ser adotadas a partir de 2012 até 2016, isto é, um prazo de quatro anos que estabelece etapas mínimas anuais de 25% de implementação da reserva de vagas prevista na lei, até atingir 100% da implementação da lei em 2016. Para os vestibulares de 2013, a UnB adotou a regra mínima, 25% da reserva de vagas prevista na lei, e manteve, paralelamente, o já praticado sistema de 20% de cotas para negros e indígenas.

O apoio para o sistema de cotas raciais no Brasil não é universal (GARLET; GUIMARÃES; BELLINI, 2010). Autores apontam que o conflito em torno das cotas raciais se dá por opostas concepções de justiça e igualdade. Muitos apoiam a política sob o argumento de que esforços extraordinários precisam ser feitos para reduzir as amplas desigualdades raciais brasileiras – uma posição que assume que as concepções de “cidadania universal” e igualdade estritamente jurídica apenas servem para mascarar e perpetuar as desigualdades raciais. Por outro lado, pessoas argumentam contra o sistema de cotas raciais por acreditar que ele viola o princípio democrático da igualdade (AVELAR, 2007). Para elas, a política de cotas é injusta e os governos fariam melhor ao investir maciçamente na educação escolar pública, para melhorar as chances de negros e indígenas obterem acesso à educação superior. Outras pessoas também argumentam que a política de cotas raciais desvaloriza o princípio do mérito, permitindo o ingresso de alunos menos qualificados. Um dos argumentos mais recorrentes nesse debate defende que o problema da desigualdade no país não é racial mas social ou de renda. As cotas raciais, segundo esse argumento, irão beneficiar principalmente as pessoas negras de melhor posição social (SOWELL, 2004). Para outras ainda, as cotas poderiam gerar maiores tensões raciais.

Algumas pesquisas já foram realizadas no Brasil para compreender a opinião dos próprios estudantes acerca das cotas raciais: tanto de caráter qualitativo (BITTAR; ALMEIDA, 2006) como também de

caráter quantitativo (NEVES; LIMA, 2007). Essa última realizou um *survey* com estudantes de dois cursos de pré-vestibular e estudantes da Universidade Federal de Sergipe, a fim de medir a aprovação às cotas raciais na universidade, e também aprovação a outras considerações e a outros tipos de cotas (cotas para deficientes físicos em concursos públicos e cotas para mulheres nos partidos políticos). A pesquisa apontou rejeições majoritárias às cotas raciais, mas em proporções diferentes entre os grupos: 80% de rejeição entre os universitários e 55,8% de rejeição entre os estudantes de pré-vestibular. Em relação à cor da pele dos entrevistados, a pesquisa apontou diferenças menores: 83,9% de rejeição entre os brancos e 78,6% entre os negros e pardos (ibid.).

Porém, as pesquisas de opinião realizadas até então no Brasil não consideravam os efeitos de deseabilidade social nas respostas dos participantes. Isso, eventualmente, pode representar viés nos resultados pelo fato de que temas raciais são considerados socialmente sensíveis. Nesse caso, as respostas de algumas pessoas a uma pergunta direta feita em *survey* convencional podem ser falsas por constrangimento social de emitir abertamente a opinião verdadeira.

Medindo opiniões sensíveis: o *experimento de listas*

Os estudiosos de opinião pública têm utilizado essencialmente duas técnicas para medir opiniões acerca de questões socialmente sensíveis. Ambas as técnicas usam questionamento indireto para garantir algum grau de privacidade aos respondentes, a fim de facilitar a expressão de opiniões e comportamentos mais sinceros. A primeira técnica oferece privacidade através da aleatoriedade, e a segunda, através de agregação. Na primeira técnica, conhecida como *técnica de resposta aleatória*, é formulada uma lista com questões, dentre as quais, a questão sensível que interessa à análise. A partir dessa lista o respondente escolhe aleatoriamente qual questão responder – utilizando um mecanismo de aleatoriedade, como arremessar uma moeda ou dado –, sem revelar ao entrevistador qual pergunta ele respondeu (WARNER, 1965). Mesmo sem saber as respostas individuais às questões, os pesquisadores podem estimar a proporção de quantos responderam à questão sensível e como responderam a ela.

A técnica de agregação, por sua vez, requer que o respondente identifique quantos itens em uma lista predefinida se aplicam a ele, sem revelar especificamente quais. Dentre estes está o item sensível que se quer analisar. Desde que os respondentes não se identifiquem com todos os itens da lista – o que iria expor a opinião sensível –, eles podem se sentir confortáveis com a privacidade das respostas. Alguns respondentes, escolhidos aleatoriamente, recebem uma lista sem o item sensível, enquanto outros, também escolhidos aleatoriamente, recebem a mesma lista acrescida do item sensível. A comparação dos dois grupos informará aos pesquisadores a proporção dos respondentes que selecionaram o item sensível. Essa última técnica é chamada de *experimento de listas* (tradução livre do termo original *list-experiment*). Geralmente essa técnica é preferida em relação à *técnica de resposta aleatória*, pois é mais fácil de ser aplicada, e acredita-se que ela inspira maior confiança e aceitação entre os respondentes (HUBBARD; CASPER; LESSLER, 1989).

Para o propósito deste estudo, nós adotamos a técnica do experimento de listas para medir as opiniões dos estudantes de graduação acerca do sistema de cotas raciais adotado pela Universidade de Brasília (UnB) em 2004². O desenho experimental adotado é simples, e consiste em um experimento de listas embutido em um questionário *online* convencional, com os respondentes designados aleatoriamente

² É importante ressaltar aqui que o presente estudo foi conduzido antes da nova Lei federal nº 12.711 e até antes dos debates públicos acerca do projeto inicial de lei. Até 2016, todas as Ipes federais do país deverão adotar um sistema parecido de cotas raciais, em que uma proporção das vagas será reservada para negros, pardos e indígenas.

para o grupo-controle ou o grupo tratado. Aos respondentes do grupo-controle foi perguntada a seguinte questão – com os itens ordenados aleatoriamente a cada vez:

Agora vamos falar sobre as formas de ingresso à Universidade de Brasília. Da seguinte lista de itens com QUANTOS você concorda? Não precisamos saber quais, estamos interessados apenas na quantidade.

- A UnB deveria adotar um sistema livre de ingresso, sem prova.
- O Vestibular/PAS permite que pessoas pouco qualificadas entrem na UnB.
- A UnB deveria adotar o Enem, democratizando assim o acesso ao ensino superior.
- O aumento de número de vagas facilitou o ingresso de pessoas pouco qualificadas.

Com quantos desses itens você concorda? Indique o número: 0, 1, 2, 3 ou 4.

Ao grupo tratado foi perguntada a mesma questão, com a adição do item sensível de interesse da pesquisa, em posição aleatória na lista:

A reserva de vagas para indígenas e negros deve continuar.

O primeiro item trata diretamente do processo de ingresso. Esse item sugere que as universidades federais deveriam abandonar todo e qualquer exame de admissão, adotando-se a entrada livre nessas instituições (como ocorre em outros países, *e.g.*, Peru e Argentina). O segundo item, por sua vez, sugere que o vestibular tradicional e o outro exame semelhante, o PAS (Programa de Avaliação Seriada), não possuem o rigor suficiente para selecionar os alunos. O terceiro item se refere ao Enem. Para algumas pessoas, o Enem torna mais justa a competição em um sistema em que as vagas são limitadas e que tradicionalmente requer que os estudantes viajem para a universidade desejada para prestar o vestibular. O quarto item critica a expansão do número de vagas nas universidades federais. Na última década o governo Lula expandiu em quase um terço o tamanho das universidades federais para aumentar o número de vagas. Alguns acreditam que essa expansão permitiu que estudantes menos qualificados fossem admitidos nas universidades federais.

A lista de itens foi elaborada segundo as recentes recomendações sobre a melhor maneira de construir tal lista (GLYNN, 2013). Primeiro, nota-se que todos os itens são relacionados ao mesmo tema, o ingresso na universidade. Isso permite que o item sensível fique mais discreto, pois é importante que ele não se destaque muito dos demais, tornando óbvio o tema da pesquisa. Segundo, a lista foi elaborada com diferentes juízos de valor, a fim de evitar que uma pessoa concordasse com todos os itens, impossibilitando *ceiling effect* – esse efeito é indesejável, pois reduz a privacidade, diminuindo a probabilidade de as pessoas incluírem o item sensível em sua resposta (KUKLINSKI; COBB; GILENS, 1997).

Estudantes selecionados para participar deste estudo foram escolhidos aleatoriamente da lista completa de estudantes de graduação do *campus* principal da UnB³. Uma amostra de 1.190 estudantes foi selecionada dessa lista e convidada por *e-mail* a responder a uma pesquisa sobre a Universidade de Brasília⁴. Eles responderam a um total de 17 questões, incluindo a questão do experimento de listas embutida no meio do questionário, após as questões sociodemográficas (como gênero, raça, renda familiar), questões relacionadas ao campo de estudo e sobre como foi o ingresso na UnB. A questão da lista foi seguida por outras perguntas sobre a participação dos estudantes em atitudes de extensão e

³ No primeiro semestre de 2011, período em que este estudo foi realizado, o *Campus Darcy Ribeiro* possuía 23.727 estudantes.

⁴ No corpo do *e-mail* e na tela inicial do *survey* apresentamos uma declaração de privacidade em nome da Universidade de Brasília, a fim de garantir o anonimato nas respostas.

movimentos estudantis. Por último, os estudantes responderam a uma questão que perguntou *diretamente* a opinião dos alunos acerca das cotas raciais como convencionalmente feito em pesquisas de opinião e uma outra sobre o apoio a possíveis outras políticas voltadas a facilitar o ingresso dos negros e indígenas na Universidade de Brasília, além do sistema atual de cotas. A finalidade da questão direta sobre o apoio às cotas é a de comparar o resultado dessa pergunta com o resultado da aplicação do experimento de listas. A taxa de resposta foi de 40%, com um total de 473 alunos participantes, dos quais 234 foram aleatoriamente incluídos no grupo-controle e 239, no grupo tratado⁵. Para um estudo *online*, essa taxa de resposta é muito mais do que satisfatória.

A designação aleatória dos participantes no grupo-controle e no tratado é fundamental para fazer comparações válidas entre estes (CAMPBELL; STANLEY, 1966). Especificamente, a designação aleatória dos participantes tem por finalidade produzir grupos ditos "balanceados" no sentido de que os dois grupos são muito parecidos um com o outro. É essa designação aleatória que permite ao experimentador afirmar com confiança que o estímulo experimental, no caso a adição do item sobre as cotas raciais como modo de ingresso na universidade na lista, é responsável pelo efeito observado entre o grupo-controle e o tratado. Caso o estímulo não tivesse efeito, não deveria se observar diferença nenhuma entre os grupos porque a designação aleatória os criou similares.

Para verificar se a designação aleatória produziu grupos "balanceados" é de costume comparar os grupos em relação a uma bateria de características. Grupos balanceados não devem apresentar diferenças significativas sobre essas características consideradas. A Tabela 1A no Apêndice apresenta tal análise. Foram comparadas as médias entre o grupo-controle e o tratado sobre uma bateria de características como gênero, raça/cor, renda, religião etc. De todas as diferenças de médias estimadas, apenas uma apresentou significância estatística. Especificamente, foram encontrados ligeiramente mais estudantes brancos no grupo-controle do que no grupo tratado. Porém, essa foi a única diferença significativa e por isso podemos concluir que os grupos são razoavelmente balanceados.

Resultados

O primeiro passo é avaliar o apoio para o sistema de cotas quando medido com o experimento de listas para garantir maior grau de privacidade entre os respondentes. A Tabela 2 apresenta (nas duas primeiras colunas) o número médio de itens com os quais os respondentes concordaram, para ambos os grupos (controle e tratado). A diferença (multiplicada por 100) indica a proporção estimada de estudantes (47,9%) que concordam com o item sensível sobre as cotas raciais.

Tabela 2
Média estimada do nível de apoio às cotas raciais
entre os estudantes

	Grupo-controle (e.p.)	Grupo tratado (e.p.)	Diferença das médias estimadas (multiplicada por 100)	Apoio segundo a pergunta convencional
	1,038 (0,064)	1,517 (0,068)	47,9* (9,4)	27,4•
N	239	234		

Valores entre parênteses são erros-padrão.

Significância: * $p < 0,01$

• indica que a diferença das médias estimadas é estatisticamente diferente do apoio medido pela pergunta convencional no nível de 0,01 (teste z de duas proporções).

⁵ Estudantes que não responderam à pesquisa após o primeiro convite por *e-mail* receberam um segundo e até um terceiro *e-mail* encorajando sua participação. Depois do terceiro convite, os alunos que ainda não tinham respondido ao questionário ou que possuíam *e-mail* inválido ou obsoleto nos registros foram contatados por telefone e incentivados a participar da pesquisa.

Temos então que, quando é dado certo grau de privacidade, cerca de 48% dos estudantes concordam com a política de cotas raciais. Esse número pode ser comparado àquele obtido a partir da questão direta, considerando apenas as respostas dos estudantes selecionados no grupo-controle. No caso, apenas 27,4% dos estudantes indicaram aprovação à utilização do sistema de cotas raciais⁶. Estimamos então que pelo menos 21% dos estudantes não responderam sinceramente à pergunta direta acerca das cotas (47,9% – 27,4%). A diferença apresenta significância estatística no nível de 0,01 (teste z de duas proporções). O que encontramos é uma *subinformação* das preferências reais. Dito em outras palavras, o apoio ao sistema de cotas raciais é *maior* do que conseguimos convencionalmente mensurar. *A priori*, esse resultado parece contraintuitivo. Na verdade, seria esperado o contrário: que as pessoas demonstrassem maior apoio público ao sistema de cotas do que elas realmente têm porque o apoio ao sistema de cotas é uma opinião socialmente mais desejável. Por que será então que as pessoas *subinformam* e não *sobreinformam* as suas reais preferências acerca do sistema de cotas raciais, como seria esperado?

Para entender melhor essa subinformação de apoio ao sistema de cotas raciais é necessário comparar as preferências dos estudantes segundo a sua cor ou raça declarada. Essa comparação é fundamental, pois a opinião de estudantes afrodescendentes e indígenas, que se beneficiam ou podem se beneficiar das cotas raciais, pode ser diferente da opinião dos que não são elegíveis a estas, como os brancos, por exemplo. No estudo, pedimos aos estudantes para identificar sua cor ou raça. A pergunta, inspirada na pergunta-padrão do censo nacional conduzido pelo IBGE, foi essa: "*Você se considera: Branco, Negro/Preto, Pardo/Mulato, Índio ou Outro*"⁷. Classificamos os estudantes em dois grupos: brancos e elegíveis às cotas raciais. O grupo dos elegíveis inclui os estudantes afrodescendentes e indígenas. Consideramos como afrodescendentes todos os estudantes que se declararam *Negro/Preto* ou *Pardo/Mulato* e como indígenas, aqueles que se declararam *Índio*⁸. Dos estudantes participantes do estudo, 52,0% se declararam brancos, 6,3% negros ou pretos, 35,5% pardos ou mulatos e 0,9% índios. Somando os negros/pretos, pardos/mulatos e índios, temos que 42,7% dos estudantes podem ser considerados elegíveis às cotas raciais como modo de ingresso na universidade.

A Tabela 3 mostra a proporção de apoio às cotas raciais entre os estudantes brancos e aqueles elegíveis às cotas. Notamos que o apoio entre os estudantes brancos é baixo, 26,8%. Por outro lado, o apoio entre os estudantes afrodescendentes e indígenas é bem maior, 68,3%. A diferença de apoio às cotas raciais entre brancos e elegíveis é muito alta (41,5%). Essa diferença ilustra bem as preferências distintas dos estudantes brancos quando comparados com as dos estudantes afrodescendentes e indígenas. O presente artigo não tem por objetivo explicar o apoio dos estudantes às cotas raciais. Porém, nesse caso, podemos imaginar que a maior rejeição do sistema de cotas raciais entre os brancos reflete uma resistência a conceder benefícios particulares aos estudantes afrodescendentes e indígenas. Essa resistência pode ser explicada de várias maneiras. Destacamos aqui duas possíveis explicações. Primeiro,

⁶ A proporção de alunos do grupo tratado que apoiaram o sistema de cotas raciais, quando perguntados diretamente, é maior, com um apoio de 37,0%. Porém, acreditamos que essas respostas não podem ser usadas porque a temática das cotas raciais já tinha sido abordada com os alunos desse grupo experimental. Acreditamos que essa exposição prévia pode ter afetado a maneira como os estudantes nesse grupo responderam a essa pergunta direta sobre as cotas. De qualquer modo, nesse caso também, essa porcentagem representa uma subinformação de 11% das preferências reais (37,0% vs. 47,9%), diferença estatisticamente significativa no nível de 0,05 (teste z de duas proporções).

⁷ Optamos por um modelo de pergunta fechada sobre cor/raça a fim de evitar uma pluralidade exacerbada de categorias, como foi observada em Barreto (2010), em que uma questão aberta sobre cor/raça do IBGE registrou 143 termos. Quando comparada com a pergunta-padrão do IBGE, acreditamos ser mais conveniente acrescentar as categorias Negros e Mulatos às opções de classificação racial.

⁸ Vale notar que apenas 5,29% dos estudantes se declararam como *Outro*. Supomos que a grande maioria desses estudantes é de ascendência asiática. Preferimos excluir esses estudantes das nossas análises porque acreditamos que a distinção histórica de importância aqui é entre os brancos, afrodescendentes e indígenas.

ela pode ilustrar uma motivação a proteger a posição privilegiada dos brancos (BOBO; HUTCHINGS, 1996). Por essa hipótese, há de se esperar um substancial aumento de rejeição por parte dos estudantes brancos quando a reserva de vagas cumprir o mínimo de 50% exigido pela lei de cotas, o que representaria uma ameaça maior ao privilégio dos brancos do que a reserva de 20% das vagas até então praticada. Segundo, ela pode ilustrar a percepção entre os brancos de que as cotas raciais violam o princípio democrático da igualdade e que, nesse sentido, o sistema de cotas é injusto (AVELAR, 2007). Por esse argumento, as cotas raciais no ingresso na universidade não seriam um paliativo adequado para combater as desigualdades no Brasil.

Tabela 3
Média estimada do nível de apoio às cotas raciais
por cor/raça

Cor/Raça	Grupo controle (e.p.)	Grupo tratado (e.p.)	Diferença das médias estimadas (multiplicada por 100)	Apoio segundo a pergunta convencional
Branços	1,030 (0,087)	1,297 (0,095)	26,8** (12,9)	27,2
N	135	111		
Afrodescendentes ou indígenas	1,062 (0,101)	1,745 (0,103)	68,3* (14,5)	29,0•
N	96	106		

Valores entre parênteses são erros-padrão.

Significância: *p < 0,01; **p < 0,05

• indica que a diferença das médias estimadas é estatisticamente diferente do apoio medido pela pergunta convencional no nível de 0,01 (teste z de duas proporções).

Porém, o que interessa aqui é avaliar se os estudantes brancos e os afrodescendentes e indígenas sobre ou subinformam suas verdadeiras preferências com respeito às cotas raciais como modo de ingresso na universidade. Novamente, as proporções estimadas com o experimento de listas podem ser comparadas com aquelas medidas pela pergunta direta ou convencional. O apoio entre os estudantes brancos medido pela questão convencional é de 27,2%, e aquele entre os afrodescendentes e indígenas é de apenas 29,0%. Esse resultado indica que os brancos não se sentem socialmente pressionados para sobreinformar as suas preferências verdadeiras, porque o apoio entre os brancos segundo o experimento de listas é de 26,8%, ou seja, quase igual àquele mensurado com a questão direta (27,2%). Uma possível explicação é que em 2011, quando esse estudo foi conduzido, a norma social de apoio às cotas raciais como política de redução das desigualdades raciais e de renda no Brasil ainda não prevalecia entre as questões públicas em discussão. Os debates públicos sobre a nova lei de cotas sociais, raciais e de escolas públicas no ingresso nas universidades federais adotada no segundo semestre de 2012 ocorreram *depois* desse estudo. A ausência de uma norma forte e mais consensual como nos dias de hoje, especialmente entre as elites brasileiras, deixou os estudantes brancos mais à vontade na época para rejeitar a política de cotas raciais da Universidade de Brasília⁹. Outra possibilidade é de que a reserva de apenas 20% das vagas não representava uma ameaça à condição privilegiada dos estudantes brancos. Nos Estados Unidos da América como no Brasil, os brancos, quando comparados com os negros, se beneficiam, conscientemente e/ou inconscientemente, de uma situação social privilegiada que os acompanha ao longo da vida (VARGAS, 2004; WISE, 2011). O sistema de cotas no ingresso à universidade, apesar de constituir uma perda de benefícios

⁹ No início de 2013, isto é, depois da adoção da nova lei de cotas, o experimento de lista foi replicado na Universidade de Brasília. Os resultados apontam, como esperado, um apoio real substancialmente maior entre os brancos. Esse estudo mais recente, e ainda não publicado, também apresenta um efeito de desejabilidade social entre os brancos, em que o apoio medido de maneira convencional é superior ao apoio verdadeiro medido pelo experimento de lista.

para os alunos brancos, aparentemente não provoca entre os brancos um sentimento de ameaça a essa situação privilegiada.

Porém, o fato de os estudantes afrodescendentes e indígenas fortemente *subinformarem* seu apoio às cotas raciais apresenta-se como um resultado muito instigante. Quando perguntados diretamente, apenas 29,0% dos estudantes afrodescendentes e indígenas aprovam o sistema de cotas raciais como modo de ingresso na universidade. Por outro lado, quando perguntados com maior privacidade por meio do experimento de lista, medimos um apoio muito mais alto. No caso, 68,3% dos estudantes afrodescendentes e indígenas demonstram apoio ao sistema de cotas raciais. A diferença entre o apoio demonstrado publicamente e aquele demonstrado com privacidade é muito grande, 39,3%, ou seja, mais da metade dos estudantes potencialmente elegíveis às cotas raciais como modo de ingresso na universidade prefere esconder a sua verdadeira preferência pela política. Essa diferença apresenta também significância estatística no nível de 0,01 (teste z de duas proporções). Esse último resultado indica claramente que os afrodescendentes e os indígenas, embora inquestionavelmente apoiadores das cotas raciais, não desejam expressar o seu apoio abertamente.

A pergunta que permanece é por que os estudantes potencialmente elegíveis às cotas raciais subinformam tanto as suas verdadeiras preferências. Podemos pensar em várias possibilidades. Primeiro, é possível que os estudantes afrodescendentes e indígenas escondam suas verdadeiras preferências porque eles não querem ser identificados como estudantes que apoiam abertamente uma política que beneficia exclusivamente estudantes como eles. Nesse caso, é como se os afrodescendentes e indígenas tivessem vergonha de apoiar publicamente uma política que os beneficia. Segundo, é possível que esses alunos, estando dentro de universidades de maioria branca, não queiram ser associados a movimentos negros que apoiam as cotas. Terceiro, é também possível que os estudantes afrodescendentes e indígenas prefiram não mostrar apoio público à política de cotas por medo de que esse apoio seja interpretado como uma rejeição do critério de mérito no ingresso na universidade pelos não beneficiários da política, no caso os brancos. Seguramente, muitos dos estudantes afrodescendentes e indígenas bem como os brancos concordam que o esforço precisa ser recompensado. Apoiar publicamente as cotas raciais poderia ser erroneamente percebido como uma rejeição do critério do mérito. Quarto, e similarmente ao terceiro ponto, talvez os estudantes potencialmente elegíveis às cotas raciais escondam suas verdadeiras opiniões para evitarem ser "diminuídos" por informar suas preferências favoráveis ao sistema de cotas. Todas essas interpretações e outras poderiam explicar esse efeito de subinformação de preferências verdadeiras. Gostaríamos de chamar esse fenômeno de *efeito de inibição* porque algumas razões, como por exemplo a vergonha de apoiar uma política que provê um benefício particular ou o medo de seu apoio ser mal interpretado pelos não beneficiários, inibem os estudantes afrodescendentes e indígenas de manifestar abertamente seu apoio à política de cotas raciais como modo de ingresso na universidade. Finalmente, existe a possibilidade de que estudantes negros e indígenas temam expressar a sua preferência por receio de retaliações, talvez até mesmo por desconfiar da privacidade das respostas do *survey*.

A despeito das possibilidades de explicação desse *efeito de inibição* na população de beneficiários, o importante é ressaltar que esse efeito é inédito na literatura, pois não há resultado semelhante verificado nos experimentos de listas.

Conclusão

Este artigo demonstrou, como muitos outros antes dele, que as opiniões sobre assuntos sensíveis não devem ser medidas convencionalmente, perguntando-se diretamente aos respondentes sobre elas. Ao

adotar uma metodologia de questionamento indireto para medir as opiniões acerca das cotas raciais como modo de ingresso na universidade, nós encontramos resultados inéditos em relação à literatura de experimentos de lista. Primeiramente, não foi verificado viés de sobreinformação de apoio à política de cotas entre os estudantes brancos, o que se esperaria como resposta socialmente desejável para a questão de cotas raciais. Isto é, para os estudantes brancos da UnB essa questão não se mostrou socialmente sensível, e houve sinceridade na manifestação de desaprovação à política de cotas raciais. Em segundo lugar, verificamos um efeito mais surpreendente devido à sua grande magnitude: estudantes afrodescendentes e indígenas tendem a *subinformar* maciçamente seu apoio às cotas raciais como modo de ingresso na universidade.

Nesse caso, existe a situação em que os potenciais beneficiários das cotas raciais apoiam o sistema em grandes proporções (68,3%), mas publicamente preferem expressar apenas um apoio tímido (29,0%). Chamamos esse efeito de *efeito de inibição*, no qual os potenciais beneficiários de uma política pública preferem esconder seu apoio verdadeiro à política em questão, possivelmente por vergonha de apoiar tal política ou por medo de seu apoio ser mal interpretado por não beneficiários.

Este último resultado é muito interessante, e merece um estudo mais aprofundado para entender por que os estudantes potencialmente beneficiários das cotas raciais preferem não demonstrar publicamente seu apoio à política. Seria isso uma indicação de que eles temem ser mal interpretados pelos não beneficiários e injustamente julgados como estudantes que não valorizam o esforço? Ou então seria porque eles acreditam que o sistema é justo, mas eles não desejam ser vistos como apoiadores de uma política que os beneficia diretamente? Este estudo lança a oportunidade para futuros trabalhos avaliarem essas possibilidades.

O que está claro, entretanto, é a contribuição da metodologia do experimento de listas para revelar opiniões que não podem ser medidas diretamente, pois, devido à pressão por respostas socialmente desejáveis, não se pode esperar que os respondentes sejam totalmente sinceros em questões dessa natureza.

Referências Bibliográficas

- AVELAR, L. Participação política. In: AVELAR, L.; CINTRA, A. O. (org.). *Sistema político brasileiro: uma introdução*. Rio de Janeiro: Konrad-Adenauer-Stiftung; São Paulo: Editora Unesp, 2007.
- BARRETO, A. L. "Descolorindo as estatísticas oficiais". Congresso Scientiarum Historia III; 13 a 15 de Outubro de 2010; Rio de Janeiro. Rio de Janeiro: UFRJ, 2010.
- BERINSKY, A. J. "The two faces of public opinion". *American Journal of Political Science*, nº 43, p. 1.209-1.230, 1999.
- _____. "Political context and the survey response: the dynamics of racial policy opinion". *American Journal of Political Science*, nº 64, p. 567-584, 2002.
- BITTAR, M.; ALMEIDA, C. E. M. DE. "Mitos e controvérsias sobre a política de cotas para negros na educação superior". *Educar em Revista*. Curitiba, nº 28, p. 141-159, 2006.
- BOBO, L.; HUTCHINGS, V. L. "Perceptions of racial group competition: extending Blumer's theory of group position to a multiracial social context". *American Sociological Review*, nº 6, p. 951-972, 1996.
- BRASIL. Lei nº 12.711 de 29 de agosto de 2012. Dispõe sobre o ingresso nas universidades federais e nas instituições federais de ensino técnico de nível médio e dá outras providências. *Diário Oficial da União*. Brasília: Imprensa Nacional, ano 149, nº 169, seção 1, p. 1, 30 ago. 2012.
- CAMPBELL, D. T.; STANLEY, J. C. *Experimental and quasi-experimental designs for research*. Chicago: Rand McNally, 1966.

- EDSALL, T. B.; EDSALL, M. D. *Chain reaction: the impact of race, rights, and taxes on American politics*. New York: W.W. Norton and Company, 1991.
- GAERTNER, S. L.; DOVIDIO, J. F. The aversive form of racism. In: DOVIDIO, J. F.; GAERTNER, S. L. (eds.). *Prejudice, discrimination, and racism*. New York: Academic Press, 1986.
- GARLET, M.; GUIMARÃES, G.; BELLINI, M. I. B. "Cotas para estudantes indígenas: inclusão universitária ou exclusão escolar?". *Educação*, nº 33, p. 65-74, 2010.
- GLYNN, A. N. "What can we learn with statistical truth serum? Design and analysis of the list experiment". *Public Opinion Quarterly*, nº 77, p. 159-172, 2013.
- HUBBARD, M. L.; CASPER, R. A.; LESSLER, J. T. "Respondent reactions to item count lists and randomized response". *Proceedings of the Survey Research Section of the American Statistical Association*, p. 544-548, 1989.
- HUDDY, L., et al. "The effect of interviewer gender on the survey response". *Political Behavior*. nº 19, p. 197-220, 1997.
- IBGE. *Censo Demográfico 2010: Educação e deslocamento: resultados da amostra*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2010. Disponível em: <ftp://ftp.ibge.gov.br/Censos/Censo_Demografico_2010/Educacao_e_Deslocamento/pdf/tab_educacao.pdf>. Acesso em: 5 abr. 2013.
- KATOSH, J. P.; TRAUOGOTT, M. W. "The consequences of validated and self-reported voting measures". *Public Opinion Quarterly*, nº 45, p. 519-535, 1981.
- KUKLINSKI, J. H.; COBB, M. D.; GILENS, M. "Racial attitudes and the 'New South'". *Journal of Politics*, nº 59, p. 323-349, 1997.
- KUKLINSKI, J. H., et al. "Racial prejudice and attitudes toward affirmative action". *American Journal of Political Science*, nº 41, p. 402-419, 1997.
- KRYSAN, M. "Privacy and the expression of white racial attitudes: a comparison across three contexts". *Public Opinion Quarterly*, nº 62, p. 506-544, 1998.
- MAIO, M. C.; SANTOS, R. V. "Política de cotas raciais, os 'olhos da sociedade' e os usos da antropologia: o caso do vestibular da Universidade de Brasília (UnB)". *Horizontes Antropológicos*. Porto Alegre: [s.n.], ano 11, nº 23, p.181-214, jan./jun. 2005.
- NEVES, P. S. C.; LIMA, M. E. O. "Percepções de justiça social e atitudes de estudantes pré-vestibulandos e universitários sobre as cotas para negros e pardos nas universidades públicas". *Revista Brasileira de Educação*. Rio de Janeiro, vol. 12, nº 34, p. 17-38, jan./abr. 2007.
- SCHUMAN, H.; CONVERSE, J. M. "The effects of black and white interviewers on black responses in 1968". *Public Opinion Quarterly*, nº 35, p. 44-68, 1971.
- SEARS, D. O. Symbolic racism. In: Katz, P. A.; Taylor, D. A. (eds.). *Eliminating racism*. New York: Plenum, 1988.
- SNIDERMAN, P. M.; CARMINES, E. G. *Reaching beyond race*. Cambridge: Harvard University Press, 1997.
- SNIDERMAN, P. M.; GROB, D. B. "Innovations in experimental design in attitude surveys". *Annual Review of Sociology*, nº 22, p.377-399, 1996.
- SNIDERMAN, P. M.; PIAZZA, T. *The scar of race*. Cambridge: Harvard University Press, 1993.
- SOWELL, T. *Ação afirmativa ao redor do mundo – Estudo empírico*. Rio de Janeiro: Editora UniverCidade, 2004.
- VARGAS, J. H. C. "Hyperconsciousness of race and its negation: the dialectic of white supremacy in Brazil". *Identities: global studies in culture and power*, nº 11, p. 443-470, 2004.
- WARNER, S. L. "Randomized response: a survey technique for eliminating evasive answer bias". *Journal of the American Statistical Association*, nº 60, p. 63- 69, 1965.
- WISE, T. *White like me: reflections on race from a privileged son*. Berkeley, CA: Publishers Group West, 2011.
- WRIGHT, G. C. "Misreports of vote choice in the 1998 NES Senate election study". *Legislative Studies Quarterly*, nº 15, p.543-563, 1990.
- _____. "Errors in measuring vote choice in the national election studies, 1952-1988". *American Journal of Political Science*, nº 37, p. 291-316, 1993.

Apêndice

Tabela 1A

Análise do balanceamento do grupo-controle e do grupo tratado

Característica sociodemográfica	Grupo-controle (e.-p.)	Grupo tratado (e.-p.)	Diferença das médias estimadas
Mulher (em %)	50,2 (3,2)	50,4 (3,3)	0,2 (4,6)
Branco (em %)	56,5 (3,2)	47,4 (3,3)	- 9,1* (4,6)
Preto (em %)	5,0 (1,4)	7,7 (1,7)	2,7 (2,2)
Pardo (em %)	34,3 (3,1)	36,8 (3,2)	2,5 (4,4)
Indígena (em %)	0,8 (0,6)	0,9 (0,6)	0,1 (0,8)
Outra raça (em %)	3,3 (1,2)	7,3 (1,7)	4,0 (2,1)
Renda (escala de 1-16)	10,49 (0,30)	10,78 (0,30)	0,29 (0,43)
Católico (em %)	37,2 (3,1)	40,2 (3,2)	3,0 (4,5)
Evangélico (em %)	13,8 (2,2)	17,1 (2,5)	3,3 (3,3)
Sem religião (em %)	34,3 (3,1)	31,6 (3,0)	- 2,7 (4,3)
Aluno cotista (em %)	8,8 (1,8)	10,3 (2,0)	1,5 (2,7)
Aluno vestibular (em %)	56,5 (3,2)	53,4 (3,3)	- 3,1 (4,6)
Participa de atividades de extensão (em %)	45,6 (3,2)	48,7 (3,3)	3,1 (4,6)
Participa de atividades de movimento estudantil (em %)	12,6 (2,1)	10,3 (2,0)	- 2,3 (2,9)
N	239	234	

Fonte: Elaboração própria.

Valores entre parênteses são erros-padrão.

Significância: * p < 0,05

Mathieu Turgeon - turgeon@unb.br

Bruno Sant'Anna Chaves - santannachaves@live.com

Willian Washington Wives - willian_wives@yahoo.com.br

Submetido à publicação em setembro de 2013.

Versão final aprovada em abril de 2014.