

A política de cotas e a redução do déficit de aprendizado entre não cotistas e cotistas: uma análise da Universidade Federal de Viçosa (UFV)

Quota policy and the reduction of the learning deficit between non-quota holders and quota holders: an analysis from Federal University of Viçosa (UFV)

Francisco Carlos da Cunha Cassuce^a

Fernanda Rosado Coelho Cassuce^b

Aline Lopes de Aquino^c

RESUMO

A política de cotas no ensino superior obteve sucesso no que se refere ao acesso. Contudo, é fundamental verificar se o aumento no acesso de indivíduos vindos de escolas públicas, teria sido acompanhado por uma redução das possíveis desigualdades de desempenho entre alunos cotistas e não cotistas, após, pelo menos, três semestres cursados na graduação na UFV. Para isso, foi desenvolvida uma análise utilizando a técnica de dados em pseudo-painel explicando o diferencial de desempenho entre os grupos. Os resultados demonstraram que dentre os 26 cursos de Bacharelado analisados, em 20 não se encontrou diferença entre os dois grupos; e, em um, constatou-se que os cotistas apresentaram desempenho melhor. Apenas em cinco desses cursos o diferencial de rendimento se manteve positivo.

Palavras-chave: Política de cotas; Desempenho acadêmico; UFV.

JEL: I23; I24; I28.

ABSTRACT

The higher education quota policy has been successful in terms of access. However, it is essential to verify whether the increase in access by individuals from public schools would have been accompanied by a reduction in possible performance inequalities between quota and non-quota students, after at least three semesters in undergraduate studies at UFV. For this, an analysis using the pseudo-panel data technique explaining the performance differential between the groups was developed. The results showed that among the twenty-six Baccalaureate courses analyzed, in twenty there was no difference between the two groups and in one it was found that the quota holders presented better performance. Only in five of these courses did the yield differential remain positive.

Keywords: Quota policy; Academic achievement; UFV.

Submetido em: 30 de maio de 2022.

Aceito em: 21 de março de 2023.

^a Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (DEE/UFV). E-mail: francisco.cassuce@ufv.br

^b Doutora em Educação pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF). Técnica em Assuntos Educacionais na Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: fernanda.cassuce@ufv.br

^c Mestre em Economia pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: aline.aquino@ufv.br

1. Introdução

Completando 10 anos em 2022, o principal objetivo da Lei n.º 12.711, de 29 de agosto de 2012 – também conhecida como a Lei de Cotas no Ensino Superior, que seria a popularização do acesso às universidades – foi alcançado, mas uma questão ganha o foco a partir de então. Considerando um provável *gap* de aprendizagem no Ensino Básico, a política de acesso às universidades por cotas estaria sendo capaz de eliminar as distorções causadas pelas diferenças no ciclo básico de ensino no Brasil?

A Lei de Cotas regulamentou a forma de ingresso em instituições federais de educação, estabelecendo a reserva de 50% das vagas dos cursos de graduação para estudantes cotistas. Embora essa regulamentação tenha sido promulgada apenas em 2012, muitas universidades já utilizavam medidas de ação afirmativa para a graduação.

De acordo com Feres Junior *et al.* (2013), antes da Lei de Cotas diferentes procedimentos eram adotados pelas instituições de ensino superior, como cotas, bônus e processos seletivos especiais. A partir dessa legislação houve a uniformização desses procedimentos, com a aplicação apenas de cotas.

A Lei de Cotas se insere no rol das políticas de ações afirmativas, “[...] definidas de modo geral como políticas que beneficiam grupos desfavorecidos na alocação de recursos escassos, como empregos, vagas na universidade e contratos públicos” (SILVA, 2006, p. 134).

Assim, quando se fala em cotas no ensino superior, a primeira ideia é a de equidade no acesso. Senkevics e Mello (2019), ao analisarem o perfil dos ingressantes nos cursos presenciais de graduação das Instituições Federais de Ensino Superior (IFES), entre os anos de 2012 e 2016, constataram que nesse período houve um aumento de 55,4% para 63,3% de estudantes que fizeram o ensino médio em escolas públicas, com aumento significativo de alunos negros, pardos e indígenas.

Contudo, uma política focada na educação não poderia visar apenas a facilitação do acesso, mas também a redução das distorções de aprendizado entre os cotistas e não cotistas. Caso contrário, seria desenvolvido um sistema que adiaría sempre para a próxima etapa a necessidade de cotas. Peixoto *et al.* (2016) deixam claro que, ao ingressarem na universidade, há uma diferença de rendimento entre cotistas e não cotistas. A questão é avaliar se esse diferencial se dispersa à medida que os alunos avançam na graduação.

Mendes Junior (2014), ao avaliar o desempenho dos estudantes do primeiro programa de cotas do país (ingressantes em 2005), da Universidade Federal do Rio de Janeiro, verificou que cotistas tendem a apresentar desempenho inferior e que a diferença se acentua quando se observa os cursos de “alta dificuldade relativa”, como: Ciências da Computação, Física, Estatística, Matemática e Ciências Atuariais.

O mesmo resultado não foi observado por Queiroz *et al.* (2015) para o Universidade Federal de Uberlândia, no ano de 2013. Não se constatou diferenças de desempenho entre estudantes ingressantes cotistas e não cotistas, concluindo que os critérios de seleção estariam sendo eficientes. Golgher, Amaral e Never (2014) também não encontraram diferenças no desempenho entre os dois grupos, avaliando estudantes do 1º, 2º, 3º e 4º semestres da Universidade Federal de Minas Gerais, para 2009 e 2010.

No entanto, Garcia e Jesus (2015), ao analisarem o desempenho de cotistas e não cotistas – para a Universidade de Brasília, entre 2004 e 2012, nos cursos de Biologia; Direito; Engenharia Civil; Engenharia Elétrica; Mecatrônica; Letras; Medicina; Pedagogia; e Química – a partir do rendimento acadêmico, verificaram diferenças significativas entre os dois grupos nos primeiros semestres dos cursos, com desvantagem para os cotistas, que foram diluídas ao longo da segunda metade da graduação. A exceção de convergência de desempenho foi do curso de Biologia.

Já a pesquisa de Cavalcanti *et al.* (2019), utilizando dados de rendimento acadêmico dos estudantes, entre 2005 e 2013, para a Universidade Federal da Bahia (UFBA), averiguou que, de forma agregada, os cotistas apresentaram desempenho relativamente superior aos não cotistas, principalmente, no ingresso e no início do curso de graduação. Mas, por área de conhecimento, os diferenciais de desempenho entre os dois grupos ocorreram apenas para a área de Ciências da Saúde. Esse resultado aponta que as fatores socioeconômicos interferem mais no desempenho acadêmico do que a forma de ingresso na UFBA.

Como observado, os resultados se mostram inconclusivos quanto ao desempenho de cotistas e não cotistas nos anos iniciais dos cursos de graduação. Assim, torna-se importante uma avaliação não apenas do diferencial de desempenho do aluno ingressante, mas, principalmente, do diferencial do desempenho quando o aluno avança na formação superior, após o período de adaptação.

A avaliação dos resultados da política de cotas nas universidades públicas se torna importantíssima, pois indicaria se a implementação estaria sendo realizada de maneira eficiente. Além disso, constatada a eficácia da política, observada pelo aumento de acesso de estudantes do sistema público de ensino e pelo aumento de discentes negros e pardos nas universidades, o entendimento de que tal política estaria sendo efetiva, gerando impactos positivos, daria respaldo e subsídios para sua manutenção e aprimoramento. Por impactos positivos, entende-se que além de possibilitar o acesso, a forma como estaria sendo implementada seria capaz de mitigar as diferenças no estoque de capital humano entre cotistas e não cotistas.

Assim, o presente trabalho teve como objetivo verificar se a defasagem entre cotistas e não cotistas se diluiu quando analisado o desempenho desses estudantes a partir da segunda metade do curso de graduação. Para tanto, foi selecionada a Universidade Federal de Viçosa (UFV) por ter um histórico de ações inclusivas na graduação. Especificamente, pretende-se: (i) verificar a influência do *family background* sobre o desempenho dos estudantes; e (ii) avaliar como os auxílios e as oportunidades oferecidas pela instituição teriam afetado o desempenho dos discentes. Para isso, parte-se do pressuposto de que cotistas e ingressantes por concorrência ampla acessam a universidade com um diferencial de rendimento favorável aos alunos não cotistas.

2. Sistema de cotas na UFV e os fatores relacionados ao desempenho acadêmico

O sistema de cotas na UFV começou a ser adotado com a promulgação da Lei n.º 12.711/2012. Essa adoção ocorreu de forma gradual, como disposto no decreto n.º 7.824/2012, ou seja, com a adoção de, no mínimo, 25% da reserva de vagas a cada ano, até chegar aos 50%, em 2016.

Para se candidatarem às vagas nos cursos públicos de graduação, os candidatos se inscrevem pelo Sistema de Seleção Unificado (SISU), fazendo sua opção pela modalidade de vagas reservadas para estudantes que cursaram o ensino médio em escolas públicas ou pela modalidade de vagas de ampla concorrência. Existem, atualmente, oito modalidades de cotas voltadas para candidatos de baixa renda, autodeclarados pretos, pardos ou indígenas, pessoas com deficiência ou somente por terem estudado em escolas públicas¹.

Segundo Golgher, Amaral e Never (2014), a lógica de aplicação de cotas a alunos com origem familiar precária, do ponto de vista financeiro, tem como justificativa fornecer condições iguais para que estudantes provenientes de escolas públicas possam competir com estudantes do sistema privado de ensino básico. Essa desigualdade seria explicada não só pela fragilidade socioeconômica, mas também pela baixa capacidade de transferência de capital humano intergeracional. Pais com nível de capital humano mais baixo tendem a transferir essas características para os filhos, além de atuarem, em média, como âncoras para o desenvolvimento intelectual dos dependentes. Isso caracterizaria um círculo vicioso.

Já as cotas para pretos e pardos, justificam-se pelo acumulado de desvantagens históricas. A população autodeclarada como preta ou parda apresentaria maiores percentuais de baixa renda e baixo estoque de capital intelectual. Além disso, por questões discriminatórias, seriam excluídos do mercado de trabalho, restando-lhes o acesso a empregos de pior qualidade, o que se agravaria com a ausência de educação formal de qualidade (GOLGHER; AMARAL; NEVER, 2014).

Tal desigualdade e suas consequências, foram observadas por Bowles (1972) ao argumentar que o sistema educacional ajudaria a manter o sistema de classes e, conseqüentemente, a distribuição de renda. A educação seria utilizada como uma sinalização da origem das famílias, a qual seria representada por variáveis como *status* ocupacional do pai/mãe ou chefe de família, assim como sua formação educacional e pela renda dos pais.

¹ Para ver as oito modalidades de cotas, consultar a Lei n.º 12.711/2012.

No Brasil, para utilizar o sistema educacional como meio de preservar a origem das classes, crianças de classe social elevada seriam direcionadas normalmente para o sistema privado de educação básica, enquanto as crianças de baixa renda seriam canalizadas para o sistema público. Nas escolas privadas, alunos estabeleceriam uma rede de relacionamentos capaz de influenciar suas escolhas e seu acesso à universidade e aos melhores empregos. O contrário aconteceria no sistema público de ensino. A rede de relacionamentos formada seria incapaz de fazer com que os indivíduos migrassem para classes sociais mais elevadas. As crianças pobres não fariam os contatos necessários para obter as melhores ofertas de trabalho. Não existiriam externalidades positivas nesse caso.

Segundo Wolff (2009), a origem das famílias transmitiria seus efeitos à renda, colaborando para a manutenção de classes a partir da educação por três canais: efeito dos pais, no qual os estudantes de classes sociais elevadas se beneficiariam de externalidades positivas; recursos familiares, que seriam utilizados para financiar o estudo das crianças; e capacidade cognitiva, que se refere ao efeito das famílias sobre o desempenho dos alunos. Pais com níveis de educação elevado tenderiam a passar o gosto pelo estudo para seus descendentes.

Na prática, a origem familiar pode ser representada por variáveis como escolaridade da pessoa de referência na família, escolaridade da mãe, o fato de a mãe ser a pessoa de referência na família, número de filhos, estado civil dos pais e o nível de renda. A literatura indica que todas essas variáveis afetariam a demanda por educação dos alunos. Contudo, há uma forte correlação entre a demanda e o desempenho.

Mont'Alvão (2011), em uma investigação sobre os efeitos da origem social nas possibilidades de alcance educacional, demonstra como as variáveis escolaridade do chefe da família, chefia feminina, número de filhos e nível de renda familiar, afetaram as chances de um indivíduo terminar o ensino médio e ingressar no ensino superior, utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para os anos de 2001, 2004 e 2007. O autor constatou que existe uma alta desigualdade nas oportunidades de se completar essas transições no Brasil. Famílias com chefia feminina e aquelas com um grande número de filhos prejudicam o desempenho dos estudantes. A escolaridade do chefe de família afetou positivamente essas transições. Além disso, ao longo do período, observou-se que esse efeito diminuiu nas transições para rede pública, mas aumentou ou foi constante nas transições para a rede privada. A renda familiar não apresentou efeito significativo para o ensino médio público, mas esse efeito foi positivo e significativo para o ensino médio privado e para o acesso ao ensino superior público e privado.

Knop e Collares (2019) investigaram a influência da origem familiar – mais precisamente da escolaridade do pai e da renda familiar – sobre as chances de conclusão do ensino superior no Brasil, considerando as diferenças do retorno econômico dos cursos de graduação no mercado de trabalho. Para tanto, utilizaram dados do Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (ENADE), entre 2008 e 2013. Os autores verificaram que os efeitos da renda familiar são determinantes para a conclusão da graduação. A escolaridade do pai também possui efeito positivo nas chances de conclusão no setor privado e para os cursos de alto retorno econômico, como agronomia, arquitetura e urbanismo, ciências econômicas, engenharias, medicina, medicina veterinária e odontologia.

Essa dualidade gerada pelo sistema educacional também pode ser relacionada com a origem racial. Mont'Alvão (2011) ressalta que indivíduos pardos tiveram vantagens com relação aos negros para o acesso ao ensino superior privado em 2004 e em 2007 para a rede pública. Já as desigualdades entre brancos e negros são maiores, embora tenha apresentado declínio entre 2001 e 2007, devido, possivelmente, à implantação de políticas de ações afirmativas nas universidades públicas. O autor afirma que a oportunidade de conclusão do ensino médio em escolas privadas “[...] tem sido um dos mecanismos principais que asseguram vantagens na competição por vagas no curso superior, e é cada vez mais desigual no que diz respeito à relação entre brancos e pretos: a diferença vai de 50 a 88% [...]” (MONT'ALVÃO, 2011, p. 417), entre 2001 e 2007.

Além disso, Ribeiro (2017, p. 19) salienta que indivíduos negros tem menos chances de mobilidade educacional e de renda. “Quanto mais clara e branca for a pessoa, maiores são suas chances de alcançar posições mais altas no sistema de estratificação [...]”. A desigualdade de renda ao longo do “contínuo de aparência racial” (ou contínuo de cores de pele), mesmo considerando a origem das famílias, demonstra que os negros sofrem discriminação no mercado de trabalho.

Nesse sentido, o sistema de cotas entraria como um evento externo capaz de quebrar esse círculo vicioso. Contudo, garantir a entrada não é garantia de que o círculo se quebre. É necessário que

as instituições de ensino superior estejam preparadas para lidar com as possíveis diferenças acadêmicas entre discentes cotistas e não cotistas.

Diante disso, a UFV trabalha com uma política que garanta a permanência do aluno, tanto do ponto de vista financeiro quanto acadêmico. São oferecidas bolsas de alimentação e moradia, além de auxílios na área de saúde. Academicamente, estudantes que ingressam na instituição apresentando baixo desempenho em determinada área do conhecimento, são matriculados em tutorias com o intuito de corrigir as deficiências diagnosticadas. Além disso, a UFV mantém uma divisão psicossocial voltada para o atendimento de estudantes em vulnerabilidade psicossocial.

Além de fatores familiares e de natureza institucional, outra variável importante para explicar o desempenho dos discentes é a reprovação. Riani, Silva e Soares (2012) indicam que a reprovação é fundamental para explicar o desempenho dos alunos. Questões comportamentais e emocionais seriam as principais causas do efeito negativo da reprovação sobre o desempenho acadêmico. No entanto, ressaltam que há estudos que indicam que o ganho de maturidade com a reprovação poderia favorecer desempenhos futuros.

Embora os efeitos da repetência sobre o desempenho sejam considerados, é preciso frisar que o desempenho também afeta inversamente as chances de repetência. Gomes Neto e Hanushek (1996) comprovam que um melhor desempenho em testes de proficiência estaria inversamente correlacionado com a probabilidade de o estudante ser retido quando analisam o banco de dados do EDURURAL, realizado para os estados do Piauí, Ceará e Pernambuco, nos anos de 1981 a 1985. Esse resultado indica uma possível simultaneidade entre o desempenho e o número de reprovações.

3. Metodologia

O objetivo do trabalho é verificar se estudantes que ingressaram no ensino superior na UFV pelo sistema de cotas e de ampla concorrência apresentaram uma diluição, ao longo dos anos de graduação, do diferencial de rendimento. Contudo, tal análise poderia esbarrar em problemas de estimativas relacionados à heterogeneidade não observada e a questões relacionadas à endogeneidade de variáveis explicativas.

A utilização da reprovação como argumento para explicar o desempenho acadêmico se depara com o problema da simultaneidade. A variável explicativa reprovação seria endógena, portanto, correlacionada com o termo de erro da regressão gerando estimativas viesadas. A alternativa seria trabalhar com Variáveis Instrumentais.

Além disso, explicar o desempenho de estudantes de graduação se depara com a dificuldade de que tal desempenho poderia sofrer efeito considerável de variáveis não observadas. No caso específico, as habilidades cognitivas dos indivíduos exerceriam um impacto considerável sobre o desempenho dos mesmos nas atividades acadêmicas. O mesmo efeito poderia ser afirmado com relação ao ambiente familiar. Entretanto, o efeito de tais variáveis não é observado e poderia ser facilmente contornado com a utilização da técnica de Dados em Painel com Efeitos Fixos (EF).

O problema é que, no Brasil, dificilmente há a disponibilidade dessa estrutura de dados, caracterizada pela repetição das unidades de seção cruzada ao longo do tempo. A opção seria trabalhar com um conjunto de dados representando um pseudo-painel. Ao invés de trabalhar com alunos diferenciados a cada ano, seriam definidas coortes de alunos e a média de cada uma seria considerada um aluno representativo da específica *coorte*. Isso é obtido a partir de uma fonte de dados de cortes seccionais repetidos (CSR) coletados ao longo dos anos.

Segundo Deaton (1985), essa técnica aplicada com efeitos fixos seria capaz de contornar o problema da heterogeneidade gerada por variáveis importantes não observadas. A definição dos integrantes de cada *coorte* deve partir da seleção de características comuns aos alunos. Além disso, tais características devem se manter constantes no tempo. O autor indica o ano de nascimento como uma boa escolha para definição das coortes. No presente trabalho será utilizada a idade com que o indivíduo ingressou na UFV, além do sexo do discente e da sua cor. Além disso, será utilizada a técnica proposta por Moffitt (1993), em que se considera dados individuais aplicados a modelos lineares de efeitos fixos, um caso específico da proposta do autor. Em seu trabalho, o autor considera estimadores de Variáveis Instrumentais para gerar estimativas eficientes para os parâmetros.

Moffitt (1993) considera classes de um modelo geral descrito a partir das equações (01) e (02).

$$y_{it}^* = \alpha y_{i,t-1} + x_{it}'\beta + \phi_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ e } t = 1, 2, \dots, T \quad (01)$$

$$E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma^2; E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{j\tau}) = 0 \quad \forall i, j, t \neq \tau \quad (02)$$

em que y_{it}^* seria uma variável contínua latente endógena definida para um discente i no ano t ; y_{it} seria sua realização. No presente trabalho, y_{it}^* seria o desempenho obtido pelos discentes da UFV – uma variável observada contínua, de modo que o modelo pode ser considerado linear, sendo $y_{it}^* = y_{it}$. O componente x_{it}' é um vetor ($k \times 1$) de variáveis exógenas para cada i no ano t , sendo β seu respectivo vetor de parâmetros. ϕ_i representa os efeitos fixos ortogonais a ε_{it} , mas não ortogonalizados em relação a x_{it}' e $y_{i,t-1}$. A dinâmica do modelo é inserida pela variável dependente defasada e se supõe, por simplicidade, uma única defasagem e uma amostra fechada, além de que as seções transversais para cada t são de tamanho N .

Devido à natureza de CSR dos dados, a principal crítica é que y_{it} é observado, mas $y_{i,t-1}$ não, isto é, há a ausência da $cov(y_{it}, y_{i,t-1})$. Moffitt (1993) enfatiza que tais covariâncias são necessárias para estimar (01), não só por causa da dependente defasada como explicativa, mas também por causa dos efeitos fixos. O autor, então, discute a natureza das restrições que precisam ser impostas para estimar modelos na ausência das informações da $cov(y_{it}, y_{i,t-1})$.

Inicialmente, é fundamental salientar que este trabalho foca em uma particularidade do que foi discutido por Moffitt (1993), qual seja, modelos lineares de painel com efeitos fixos ($y_{it}^* = y_{it}$ e $\alpha = 0$). De início é importante incorporar ao modelo a impossibilidade de acompanhar os mesmos alunos ao longo do tempo. Na equação (03) isso é destacado.

$$y_{i(t)t} = \beta_0 + \beta_1 x_{i(t)t} + \phi_{i(t)} + \varepsilon_{i(t)t} \quad i(t) = 1, 2, \dots, N \text{ e } t = 1, 2, \dots, T \quad (03)$$

Considerando as informações provenientes de CSR, o subscrito $i(t)$ indicaria que os indivíduos são diferentes ao longo dos anos. A estimação da equação (03) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) seria inconsistente para β_1 , se $x_{i(t)t}$ estiver correlacionado com $\phi_{i(t)}$ (efeitos fixos individuais não observados). Deve-se buscar instrumentos capazes de gerar estimativas consistentes de $x_{i(t)t}$, ortogonais a $\phi_{i(t)}$.

A opção seria definir instrumentos que variem no tempo e contenham informações exógenas invariantes no tempo de $x_{i(t)t}$ (04).

$$x_{i(t)t} = \sum_{k=1}^K \delta_{1k} g_{1k}(t) + \sum_{m=1}^M \delta_{2m} g_{2m}(c_{i(t)}, t) + \sum_{j=1}^J \delta_{3j} g_{3j}(c_{i(t)}) + w_{i(t)t} \quad (04)$$

onde g_{1k} é uma função conhecida do tempo; g_{2m} é uma função conhecida do tempo e das variáveis exógenas constantes no tempo. No presente caso, trata-se de *dummies* de coortes construídas a partir da idade de ingresso na UFV, da cor e do gênero; e g_{3j} é função conhecida das variáveis exógenas invariantes no tempo. De acordo com Moffitt (1993), $\hat{x}_{i(t)t}$, estimado por MQO através de (09), estaria correlacionado com o efeito fixo $\phi_{i(t)}$, pois, assim como os EF, as variáveis utilizadas para a construção das coortes também são constantes no tempo.

Diante disso, uma decomposição inicial do EF $\phi_{i(t)}$ é apresentada na equação (05).

$$\phi_{i(t)} = \overline{\phi_{c(t)}} + v_{i(t)} \quad (05)$$

em que $\overline{\phi_{c(t)}}$ seria a média da amostra de cada coorte e $v_{i(t)}$ seus respectivos desvios da média. Contudo, o problema de correlação entre os efeitos fixos $\overline{\phi_{c(t)}}$ e $\hat{x}_{i(t)t}$ não se resolve. Sendo assim, prosseguindo com a decomposição de $\phi_{i(t)}$, tem-se a equação (06).

$$\phi_{i(t)} = \overline{\phi_c^*} + v'_{c(t)} + v_{i(t)} \quad (06)$$

O componente de efeito fixos $\overline{\phi_c^*}$ poderia ser representado pelas *dummies* de coorte. Considerando que $N \rightarrow \infty$ e que T e o número de coortes seja fixo, é possível afirmar que $v'_{c(t)} \rightarrow \mathbf{0}$ e que $v_{i(t)}$ seja independente do tempo. Sendo assim, assume-se que $\hat{x}_{i(t)t}$ seria assintoticamente independente de $\overline{\phi_c^*}$. Moffitt (1993) apresenta um caso generalizado, representado pela equação (07).

$$y_{i(t)t} = X'_{i(t)t}\beta + \phi_{i(t)} + \varepsilon_{i(t)t} \quad (07)$$

onde $X'_{i(t)t}$ é um vetor ($K \times 1$) de regressores potencialmente correlacionados com $\phi_{i(t)}$. Assume-se que há dois vetores $Z_{i(t)}$ e $W_{i(t)}$ (de dimensões $(L \times 1)$ e $(M \times 1)$, respectivamente), sendo $Z_{i(t)}$ composto por variáveis invariantes no tempo, no caso as variáveis de coorte, e $W_{i(t)}$ composto por variáveis variantes no tempo, mas não correlacionadas com $\phi_{i(t)}$. $X_{i(t)t}$ pode ser escrito como:

$$X_{i(t)t} = \delta_1 W_{i(t)t} + \delta_2 Z_{i(t)t} + \omega_{i(t)t} \quad (08)$$

$$\phi_{i(t)} = Z'_{i(t)t}\gamma + v_{i(t)} \quad (09)$$

δ_1 , δ_2 e γ são matrizes de coeficientes de dimensões $(K \times M)$, $(K \times L)$ e $(L \times 1)$, respectivamente. $\omega_{i(t)t}$ é um vetor de erros ($K \times 1$) e $v_{i(t)}$ os efeitos residuais remanescentes condicionados a $Z_{i(t)}$. Tais condições são necessárias para que as estimativas sejam consistentes:

Letting y , X , Z , and v be the stacked NT vectors for all i and t and letting $U = [XZ]$ and $\hat{U} = [\hat{XZ}]$, where \hat{X} is the matrix of least squares predictions from (8), the IV estimator for β and γ is $\left(\hat{U}'U\right)^{-1}\hat{U}'y$ and consistency requires that $p \lim \left[\frac{1}{NT}\hat{U}'v\right] = 0$ and that \hat{U}' be of full column rank, $(K + L)$. As in the simpler case, consistency is achievable only as $N \rightarrow \infty$ holding T fixed (MOFFITT, 1993, p. 106).

Seguindo a exposição apresentada anteriormente, empiricamente, pretende-se estimar o modelo das equações (10) e (11).

$$CRa_{i(t)t} = \beta_1 + \beta_2 RP_{i(t)t} + \beta_3 X1_{i(t)t} + \beta_4 CT_{i(t)t} + \beta_5 CC_{i(t)t} + \beta_6 EM_{i(t)t} + \beta_7 T_t + \beta_8 \bar{\phi}_{i(t)} + \varepsilon_{i(t)t} \quad (10)$$

$$RP_{i(t)t} = \alpha_1 + \alpha_2 E_{i(t)t} + \alpha_3 EP_{i(t)t} + u_{i(t)t} \quad (11)$$

onde $CRa_{i(t)t}$ representa o desempenho do discente na UFV; $RP_{i(t)t}$ é o número de reprovações do estudante na UFV. Essa variável, a princípio, seria endógena no modelo, uma vez que ela é determinada simultaneamente com o desempenho. Ao mesmo tempo que o número de reprovações afeta o desempenho devido a fatores como a queda de autoestima do discente, um baixo rendimento eleva a probabilidade de o estudante ser reprovado em disciplinas ao longo de seu curso de graduação. Além disso, $RP_{i(t)t}$ também estaria correlacionada com fatores não observáveis, como habilidade cognitiva do discente. $X1_{i(t)t}$ é um vetor de variáveis contendo três características individuais dos estudantes, sendo o tempo (em semestres) que o discente está na universidade e se o discente possui bolsa de moradia e alimentação na UFV.

Os termos $CT_{i(t)t}$ e $CC_{i(t)t}$ correspondem, respectivamente, a uma *dummy* indicando se o aluno ingressou por cota, independente da modalidade, e a um conjunto de variáveis construídas a partir do produto cruzado entre $CT_{i(t)t}$ e *dummies* dos respectivos cursos aos quais os discentes pertencem. A significância do parâmetro β_4 indicaria se, para a categoria base – Curso de Administração –, os alunos cotistas teriam desempenho diferenciado dos que acessaram a universidade pela concorrência ampla. Já o vetor de parâmetros β_5 levaria em consideração a diferenciação de rendimento após o primeiro semestre entre cotistas e não cotistas, de maneira específica para cada curso da UFV. Encontrar um parâmetro do vetor β_5 positivo e estatisticamente diferente de zero indica que o curso de graduação relacionado a esse parâmetro estaria contribuindo para reduzir o diferencial de rendimento entre cotista e os estudantes ingressantes por concorrência ampla, comparado à categoria base. Se esse respectivo parâmetro for igual a β_4 , indicaria que o diferencial de rendimento foi eliminado ao longo do curso.

A variável $EM_{i(t)t}$ é um vetor de variáveis *dummies* que representa o nível de escolaridade mais elevado da mãe do discente. Trabalha-se com uma *dummy* representando mães sem instrução ou com ensino fundamental incompleto; uma segunda com mães que possuem fundamental completo ou médio incompleto; e a terceira *dummy* traria as mães com médio completo e superior incompleto; e pessoas com superior completo ou pós-graduação que servirá como categoria base para essa variável.

As variáveis de tempo são representadas por um conjunto de *dummies* inclusas no vetor T_t representando os anos de 2013, 2014, 2015, 2016 e 2017. Por fim, $\bar{\phi}_{i(t)}$ representa um conjunto de

dummies de coorte, construídas a partir das variáveis idade com que ingressou na UFV, sexo e cor. Tais variáveis têm a função de controlar os indivíduos no tempo e captar os efeitos fixos.

A equação (11) representa o primeiro estágio. Nela, a variável número de reprovações, $RP_{i(t)}$, é regredida em função de instrumentos, sendo esses o estoque de capital humano no momento de ingresso na UFV, $E_{i(t)}$, e a escolaridade do pai, $EP_{i(t)}$, sendo essa construída de forma idêntica à escolaridade da mãe. A equação (10) representa o segundo estágio.

É fundamental verificar se a variável $RP_{i(t)}$ é de fato endógena na equação (10). Nesse caso, foi utilizado o teste de Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade que apresenta como hipótese nula a exogeneidade do regressor. Para avaliar os instrumentos utilizados no primeiro estágio, realizou-se o teste de Sargan de superidentificação dos instrumentos, o qual tem como hipótese nula a validade de todos os instrumentos contra a hipótese alternativa de que pelo menos um dos instrumentos não são válidos.

Além disso, foi realizado o teste de heterocedasticidade de Pagan-Hall, aplicado em estimadores de variáveis instrumentais, tendo como hipótese nula a homocedasticidade dos erros. Como um dos objetivos é verificar se, em cada curso de graduação inserido na amostra, houve a redução/eliminação do diferencial de rendimento entre cotistas e não cotistas, foi feito testes de restrição linear comparando o parâmetro β_4 com cada parâmetro do vetor β_5 . Nesse caso, a hipótese nula é de que os parâmetros são iguais.

O Quadro 1 apresenta as variáveis explicativas e seus efeitos esperados sobre o desempenho dos alunos matriculados com pelo menos três semestres letivos e dos egressos.

Quadro 1: Descrição das variáveis, dos dados e dos efeitos esperados para os modelos (01) e (02)

Variável	Dados	Descrição de dados	Efeito esperado
Desempenho (acumulado)	Coefficiente de rendimento acadêmico	Representa o coeficiente acumulado ao longo do curso.	
Gênero	Sexo do individuo	<i>Dummy</i> assume valor 1 se for um aluno do sexo masculino e 0 caso contrário.	
Estoque de capital humano	Nota de ingresso	Nota obtida pelo aluno no Enem.	(+)
Auxílio	Especifica se o aluno recebe auxílio moradia e/ou alimentação	Dummy igual a 1 se o aluno recebe auxílio específico e zero caso contrário.	(+)
Cotista	Modalidade de cota	Variável (<i>dummy</i>) que assume valor 1 caso o aluno tenha ingressado pelos grupos 1, 2, 3 e 4 e valor zero c.c. Grupo 1: Escola pública, renda menor ou igual a 1,5 salários-mínimos por pessoa e etnia; Grupo 2: Escola pública, renda menor ou igual a 1,5 salários-mínimos por pessoa e outro; Grupo 3: Escola pública, renda maior que 1,5 salários-mínimos por pessoa e etnia; Grupo 4: Escola pública, renda maior que 1,5 salários-mínimos por pessoa e outro; Grupo 5: Ampla concorrência.	(-)
Escolaridade do pai	Grau de instrução mais elevado do pai	<i>Dummy</i> de grau de escolaridade do pai, sendo respectivamente fundamental, médio e superior/pós e alfabetizado como base.	(+) para níveis mais elevados
Escolaridade da mãe	Grau de instrução mais elevado da mãe	<i>Dummy</i> de grau de escolaridade da mãe, sendo respectivamente fundamental, médio e superior/pós e alfabetizado como base.	(+) para níveis mais elevados
Curso	Curso de Graduação	É um conjunto de variáveis <i>dummies</i> representando os diferentes cursos de graduação oferecidos na UFV.	indefinido

Fonte: Elaborado pelos autores.

Um terceiro problema que poderia ocorrer, considerando o problema de pesquisa e o modelo estimado, seria a possibilidade de viés de variável omitida. A existência de programas de monitorias e programas de nivelamento, dentre outros, poderiam afetar o desempenho dos estudantes e, conseqüentemente, uma vez omitidos do modelo, poderiam gerar o viés ora citado. Entretanto, no presente trabalho, considerando que tais informações não estão disponíveis – e até mesmo pelo elevado número de observações –, será considerada a inexistência de tal problema.

3.1 Fonte de dados

Os dados foram fornecidos pela Pró-Reitoria de Ensino da UFV, em meados do segundo semestre letivo de 2018, levantados a partir de um questionário aplicado no momento da matrícula do discente na UFV, e se referem ao coeficiente de rendimento acumulado ao longo do curso de graduação, ao grupo de cota definido pelo estudante, ao gênero e à cor do discente, ao nível mais alto de escolaridade do pai e da mãe, se o estudante recebe auxílio moradia e auxílio alimentação, e ao escore do processo seletivo do ENEM. É importante destacar que trabalhou-se com os cursos de bacharelado, sendo eles, Administração, Engenharia Agrônoma, Arquitetura e Urbanismo, Bioquímica, Ciência da Computação, Ciência e Tecnologia de Laticínios, Ciências Contábeis, Ciências Econômicas, Comunicação Social, Cooperativismo, Direito, Enfermagem, Engenharia Ambiental, Engenharia Civil, Engenharia de Agrimensura e Cartográfica, Engenharia de Alimentos, Engenharia de Produção, Engenharia Elétrica, Engenharia Florestal, Engenharia Mecânica, Engenharia Química, Medicina, Medicina Veterinária, Nutrição, Secretariado Executivo Trilíngue e Zootecnia.

Foram selecionados os estudantes que ingressaram na UFV no primeiro semestre de cada ano por processo seletivo (SISU). Como se considerou estudantes que já tinha cursado pelo menos três semestres na UFV, o período de análise ficou restrito aos anos de 2013 a 2017. Além disso, a análise foi restrita aos alunos que estivessem em condições normais (matriculados e desenvolvendo normalmente suas atividades) e aos estudantes que já tivessem terminado suas graduações (concluintes). Com relação à idade de ingresso na UFV, selecionou-se alunos com idade de ingresso entre 18 e 25 anos. No final, a amostra reuniu 3.746 alunos.

4. Discussão dos resultados

Na Tabela 1 é apresentado um teste de igualdade de média da nota obtida no ENEM, considerando ingressantes por concorrência ampla e cotistas para os respectivos cursos. A hipótese nula é de que o diferencial de rendimento entre não cotistas e cotistas é igual a zero, contra a hipótese alternativa de é maior do que zero.

No momento do ingresso no ensino superior, o estudante advindo de cotas apresentou, em todos os cursos, rendimento inferior. Tal resultado já era esperado, pois, em caso contrário, o programa de cotas perderia uma de suas principais justificativas. Mesmo assim, os resultados apresentados na Tabela 1 são fundamentais para expor a defasagem de capital humano de ingressantes por cotas quando comparados àqueles de concorrência ampla.

Na sequência é apresentado o modelo que explica o comportamento do desempenho dos estudantes de graduação (bacharelado) da UFV. Contudo, inicialmente foi realizada a análise de ajustamento do modelo. Na Tabela 2 são apresentados os testes de ajustamento do modelo.

Tabela 1: Testes de igualdade de média para o escore do ENEM considerando ingressantes de concorrência ampla e cotistas

	Escore médio do ENEM-cotista	Escore médio do ENEM-não cotista	Diferença de médias ($\bar{X}_{nc} - \bar{X}_c$)	Teste de Igualdade de média (estatística <i>t de Student</i>) $H_0: \bar{X}_{nc} - \bar{X}_c = 0$ $H_1: \bar{X}_{nc} - \bar{X}_c > 0$
Administração	642,74	683,15	40,41	10,419 (0,000)
Agronomia	642,11	670,58	28,47	13,435 (0,000)
Arquitetura e Urbanismo	695,86	733,39	37,53	11,157 (0,000)
Bioquímica	668,69	703,87	35,18	5,350 (0,000)
Ciência da Computação	675,83	708,15	32,32	7,092 (0,000)
Ciência e Tec. de Laticínios	607,56	630,51	22,95	3,550 (0,000)
Ciências Contábeis	649,00	665,96	16,96	4,253 (0,000)
Ciências Econômicas	651,30	693,87	42,57	8,364 (0,000)
Comunicação Social	648,24	690,06	41,82	8,011 (0,000)
Cooperativismo	602,52	619,16	16,64	4,121 (0,000)
Direito	704,30	743,60	39,30	14,984 (0,000)
Enfermagem	637,85	653,34	15,49	2,770 (0,003)
Eng. Agrícola e Ambiental	658,38	698,73	40,35	8,363 (0,000)
Engenharia Civil	703,24	742,94	39,70	14,3773 (0,000)
Eng. de Agrimensura e Cartográfica	655,10	688,22	33,12	6,808 (0,000)
Eng. de Alimentos	655,03	695,69	40,66	9,855 (0,000)
Eng. de Produção	680,31	726,60	46,29	8,740 (0,000)
Eng. Elétrica	681,17	724,97	43,80	8,420 (0,000)
Eng. Florestal	650,50	687,42	36,92	11,414 (0,000)
Eng. Mecânica	703,29	740,96	37,67	10,381 (0,000)
Eng. Química	720,08	756,89	36,81	12,687 (0,000)
Medicina	756,07	793,87	37,80	17,442 (0,000)
Medicina Veterinária	679,91	713,29	33,38	11,600 (0,000)
Nutrição	643,58	673,05	29,47	5,853 (0,000)
Sec. Exec. Trilíngue	624,02	665,31	41,29	5,889 (0,000)
Zootecnia	627,76	656,94	29,18	9,268 (0,000)

Obs.: os valores em parênteses são os desvios padrão; \bar{X}_c e \bar{X}_{nc} são as médias para cotistas e não cotistas nos cursos
 Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 2: Testes de ajustamento do modelo que explica o desempenho dos estudantes dos cursos de bacharelado da UFV

Teste	Estatística	P > t
Durbin-Wu-Hausman (Endogeneidade)	96,446	0,000
Sargan (Validade dos Instrumentos)	1,720	0,632
Pagan-Hall (Heterocedasticidade)	95,094	0,029

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados indicam que a variável explicativa “número de reprovações” pode ser considerada endógena no modelo, portanto, a técnica de variáveis instrumentais seria a mais adequada. Além disso, os instrumentos utilizados (estoque de capital humano quando o discente ingressou na UFV e nível de escolaridade do pai) foram válidos. A análise de heterocedasticidade indica que os resíduos do modelo não são homocedásticos. Assim, estimou-se o modelo com erros-padrão robustos a heterocedasticidade. A Tabela 3 apresenta o modelo que explica o rendimento dos discentes que ingressaram na UFV no período de 2013 a 2017.

Analisando as variáveis de *background* familiar dos discentes, observa-se que o nível de escolaridade da mãe não foi importante para explicar o desempenho dos discentes que ingressaram na UFV no período de 2013 a 2016. É importante ressaltar que a amostra trata de estudantes com, no mínimo, três semestres na universidade. Knop e Collares (2019) encontraram resultados semelhantes. De acordo com os autores, uma vez garantido o acesso, a baixa escolaridade dos pais não interferiria na conclusão da graduação dos estudantes.

Em relação às variáveis referentes ao suporte dado pela universidade, apenas a bolsa alimentação ($RU_{i(t)}$) impactou de forma positiva e significativa no desempenho dos estudantes. Uma possível explicação pelo fato de a bolsa de moradia não ter afetado positivamente o desempenho, pode estar relacionado com os dados. Supostamente, o auxílio alimentação alcançaria o percentual de cotistas com fragilidade financeira. O fato do percentual de cotistas com bolsa alimentação se aproximar de 50%, segundo dados da amostra, explicaria isso. Já quando é analisado o auxílio moradia, percebe-se que o percentual de cotistas contemplados fica muito aquém dos 50% para todos os cursos analisados. Essa ajuda de permanência seria fundamental para afetar o desempenho do discente, mas, por seu alcance ser curto, ela não estaria fazendo a diferença necessária.

Tabela 3: Modelo que determina o desempenho dos discentes que ingressaram na UFV no período de 2013 a 2016

Desempenho (CRA)	Coefficiente	Erro-Padrão Robusto	P > t
Número de reprovações	-2,901***	0,112	0,000
Cotista	-3,241***	0,827	0,000
Cotista Agronomia	1,701*	0,936	0,069
Cotista Arquitetura e Urbanismo	4,115***	0,975	0,000
Cotista Bioquímica	3,380***	1,215	0,005
Cotista Ciência da Computação	1,949 ^{ns}	1,419	0,170
Cotista Ciência e Tecnologia de Laticínios	5,942***	1,575	0,000
Cotista Ciências Contábeis	4,418***	1,098	0,000
Cotista Ciências Econômicas	3,094**	1,232	0,012
Cotista Comunicação Social	6,707***	1,215	0,000
Cotista Cooperativismo	2,129 ^{ns}	1,334	0,110
Cotista Direito	2,437**	0,979	0,013
Cotista Enfermagem	0,510 ^{ns}	1,129	0,651
Cotista Engenharia Agrícola e Ambiental	1,331 ^{ns}	1,037	0,199
Cotista Engenharia Civil	3,239***	1,137	0,004
Cotista Engenharia de Agrimensura e Cartográfica	4,023***	1,470	0,006
Cotista Engenharia de Alimentos	3,297***	1,194	0,006
Cotista Engenharia de Produção	3,422***	1,187	0,004

continua...

continuação...

Cotista Engenharia Elétrica	1,939 ^{ns}	1,236	0,117
Cotista Engenharia Florestal	3,694 ^{***}	1,187	0,002
Cotista Engenharia Mecânica	3,521 ^{**}	1,524	0,021
Cotista Engenharia Química	2,656 ^{**}	1,169	0,023
Cotista Medicina	2,098 [*]	1,093	0,055
Cotista Medicina Veterinária	-1,350 ^{ns}	1,084	0,213
Cotista Nutrição	2,726 ^{**}	1,162	0,019
Cotista Secretariado Executivo Trilíngue	3,611 ^{**}	1,416	0,011
Cotista Zootecnia	3,961 ^{***}	1,130	0,000
Tempo na UFV	1,848 ^{***}	0,175	0,000
RU	0,910 ^{**}	0,408	0,026
Moradia	-0,158 ^{ns}	0,521	0,762
Mãe sem instrução	0,146 ^{ns}	0,349	0,675
Mãe Ensino Fundamental	0,278 ^{ns}	0,411	0,500
Mãe Ensino Médio	-0,145 ^{ns}	0,282	0,606
Cohort 2	-0,172 ^{ns}	0,578	0,766
Cohort 3	-0,165 ^{ns}	0,678	0,808
Cohort 4	-0,396 ^{ns}	0,675	0,557
Cohort 5	0,003 ^{ns}	0,595	0,996
Cohort 6	-0,708 ^{ns}	0,564	0,210
Cohort 7	-0,388 ^{ns}	0,596	0,516
Cohort 8	-0,089 ^{ns}	0,604	0,883
Cohort 9	-0,776 ^{ns}	0,669	0,246
Cohort 10	-0,312 ^{ns}	0,656	0,634
Cohort 11	-1,405 [*]	0,743	0,059
Cohort 12	-1,071 ^{ns}	0,751	0,154
Cohort 13	0,275 ^{ns}	0,937	0,769
Cohort 14	-0,762 ^{ns}	0,839	0,364
Cohort 15	-1,038 ^{ns}	0,993	0,296
Cohort 16	0,250 ^{ns}	0,929	0,788
Cohort 17	-0,857 ^{ns}	0,791	0,279
Cohort 18	0,121 ^{ns}	0,901	0,893
Cohort 19	-1,693 ^{ns}	1,234	0,170
Cohort 20	0,690 ^{ns}	1,122	0,539
Cohort 21	1,095 ^{ns}	1,211	0,366
Cohort 22	-0,975 ^{ns}	1,056	0,356
Cohort 23	0,165 ^{ns}	1,291	0,898
Cohort 24	-1,176 ^{ns}	1,191	0,324
Cohort 25	-0,504 ^{ns}	1,355	0,710
Cohort 26	1,667 ^{ns}	1,329	0,210
Cohort 27	-0,148 ^{ns}	1,746	0,933
Cohort 28	0,405 ^{ns}	1,930	0,834
Cohort 29	2,410 ^{ns}	1,481	0,104
Cohort 30	-0,692 ^{ns}	1,445	0,632
Cohort 31	-2,921 ^{**}	1,303	0,025
Cohort 32	-2,483 ^{ns}	1,531	0,105
Admissão 2013	-2,446 ^{**}	1,099	0,026
Admissão 2014	-0,642 ^{ns}	0,975	0,510
Admissão 2015	0,589 ^{ns}	0,723	0,415
Admissão 2016	0,435 ^{ns}	0,419	0,300
Constante	70,810 ^{***}	0,668	0,000
Variável instrumentalizada: Instrumentos:	Número de reprovações Estoque de capital humano no momento de ingresso na UFV e nível de escolaridade do pai		
R2	0,6229	Estatística F Prob-F	51,83 0,000

Nota: * - significativo a 10%; ** - significativo a 5%; *** - significativo a 1%; ns - não significativo

Fonte: Dados da pesquisa.

Com relação ao número de reprovações foi possível verificar que tal variável afeta negativamente e significativamente o desempenho dos discentes. Resultados similares podem ser observados para estudantes dos primeiros anos do sistema educacional. Luz (2008), Riani, Silva e Soares (2012) e Correa, Bonamino e Soares (2014) argumentam que questões comportamentais e emocionais explicariam a relação negativa entre reprovação e desempenho acadêmico.

Acredita-se não ser diferente no caso dos discentes nos primeiros anos de ensino superior. Tais indivíduos estariam passando por uma fase de transição e adaptação. Insucessos sistemáticos poderiam potencializar qualquer sentimento gerador de incertezas. Contudo, após um período de adaptação é possível que isso seja amenizado. Isso pode ser observado quando se constata que a variável “Tempo na UFV” afetou positiva e significativamente o desempenho dos estudantes. Resultado semelhante foi encontrado no estudo de Peixoto *et al.* (2016) para a UFBA, no qual os autores constataram que, com o passar do tempo, eliminou-se o *gap* de desempenho.

Nesse caso, parte desse efeito também pode ser explicado pelo ganho de maturidade e adaptação do discente. É possível que esse resultado esteja ligado a dois fatores: (i) no início dos cursos, os discentes frequentam disciplinas de formação geral; (ii) no decorrer do tempo, as cadeiras oferecidas ganham características específicas dos egressos dos respectivos cursos, se tornando, portanto, mais interessantes.

Para confirmar se cotistas apresentam defasagem em relação a não cotistas no que se refere a rendimento, após três semestres letivos, é preciso levar em consideração que cada curso de bacharelado está relacionado a uma área de conhecimento que tem suas especificidades e dificuldades.

Diante disso, o efeito total da situação de cotista/não cotista sobre o desempenho dos discentes deve levar em consideração os respectivos cursos frequentados pelos alunos. Sendo assim, foi realizado um teste de restrição linear nos parâmetros do modelo da Tabela 4. A hipótese nula do teste é de que a soma do coeficiente da variável “cotista” com cada coeficiente da variável cotista em seu respectivo curso, seja igual a zero. A exceção é o curso de Administração que, por ser a categoria base para cursos, tem como efeito da condição de cotista sobre o desempenho o próprio parâmetro da variável “cotista”.

Os resultados deixam claro que, na grande maioria dos cursos de Bacharelado da UFV, o desempenho dos discentes não é influenciado pela forma de ingresso. Considerando que o diferencial de rendimento na entrada a favor de não cotistas é um fato (Tabela 2), esse diferencial é eliminado após pelo menos três semestres na universidade, exceto para os cursos de Administração, Agronomia, Enfermagem, Engenharia Agrícola e Medicina Veterinária, que apresentaram pior desempenho dos cotistas; e o curso de Tecnologia de Laticínios com desempenho favorável aos cotistas.

Em comum, os trabalhos de Golgher, Amaral e Never (2014), Mendes Junior (2014), Queiroz *et al.* (2015) e Peixoto *et al.* (2016) têm a característica de ter comparado o desempenho de cotistas e não cotistas nos semestres iniciais em seus respectivos cursos. No presente estudo houve a preocupação de contrapor o desempenho após um período de adaptação.

Além disso, ao contrário do trabalho de Mendes Junior (2014), não ficou observado neste trabalho nenhuma tendência em relação à área de conhecimento, considerando que os cursos que ainda persistem diferencial de rendimento favorável a não cotistas são das mais diversas áreas de conhecimento.

Tabela 4: Teste de restrição linear nos parâmetros relacionados à variável cotistas e seus respectivos cursos

H_0	F	P> t
β (Cotista) + β (Cotista Agronomia) = 0 ⁽⁻⁾	6,0300	0,0141
β (Cotista) + β (Cotista Arquitetura e Urbanismo) = 0 ⁽⁰⁾	2,2400	0,1348
β (Cotista) + β (Cotista Bioquímica) = 0 ⁽⁰⁾	0,0200	0,8823
β (Cotista) + β (Cotista Ciência da Computação) = 0 ⁽⁰⁾	1,1500	0,2830
β (Cotista) + β (Cotista Ciência e Tecnologia de Laticínios) = 0 ⁽⁺⁾	3,6200	0,0570
β (Cotista) + β (Cotista Ciências Contábeis) = 0 ⁽⁰⁾	2,1800	0,1396
β (Cotista) + β (Cotista Ciências Econômicas) = 0 ⁽⁰⁾	0,0200	0,8807
β (Cotista) + β (Cotista Comunicação Social) = 0	13,9300	0,0002
β (Cotista) + β (Cotista Cooperativismo) = 0 ⁽⁰⁾	0,9800	0,3215
β (Cotista) + β (Cotista Direito) = 0 ⁽⁰⁾	1,8500	0,1739
β (Cotista) + β (Cotista Enfermagem) = 0 ⁽⁻⁾	10,3800	0,0013
β (Cotista) + β (Cotista Engenharia Agrícola e Ambiental) = 0 ⁽⁻⁾	6,6800	0,0098
β (Cotista) + β (Cotista Engenharia Civil) = 0 ⁽⁰⁾	0,0000	0,9984
β (Cotista) + β (Cotista Eng. de Agrimensura e Cartográfica) = 0 ⁽⁰⁾	0,3800	0,5391
β (Cotista) + β (Cotista Engenharia de Alimentos) = 0 ⁽⁰⁾	0,0000	0,9527
β (Cotista) + β (Cotista Engenharia de Produção) = 0 ⁽⁰⁾	0,0400	0,8447
β (Cotista) + β (Cotista Engenharia Elétrica) = 0 ⁽⁰⁾	1,7800	0,1822
β (Cotista) + β (Cotista Engenharia Florestal) = 0 ⁽⁰⁾	0,2300	0,6321
β (Cotista) + β (Cotista Engenharia Mecânica) = 0 ⁽⁰⁾	0,0400	0,8334
β (Cotista) + β (Cotista Engenharia Química) = 0 ⁽⁰⁾	0,4400	0,5082
β (Cotista) + β (Cotista Medicina) = 0 ⁽⁰⁾	2,3600	0,1243
β (Cotista) + β (Cotista Medicina Veterinária) = 0 ⁽⁻⁾	36,3600	0,0000
β (Cotista) + β (Cotista Nutrição) = 0 ⁽⁰⁾	0,3300	0,5646
β (Cotista) + β (Cotista Secretariado Executivo Trilíngue) = 0 ⁽⁰⁾	0,1000	0,7526
β (Cotista) + β (Cotista Zootecnia) = 0 ⁽⁰⁾	0,6900	0,4057

(-): efeito negativo da cota sobre o desempenho; (+): efeito positivo da cota sobre o desempenho; (0): efeito nulo da cota sobre o desempenho

Fonte: Dados da pesquisa.

5. Conclusão

A continuidade dos estudos após encerrar o ciclo básico educacional é fator fundamental para quebrar o círculo vicioso da pobreza, além de impactar positivamente no combate à discriminação por cor no Brasil. Nesse ponto, a política de cotas em universidades públicas foi fundamental para garantir o acesso de alunos em vulnerabilidade financeira e de cor parda e negra no ensino superior. Entretanto, não basta garantir o acesso. É preciso que as instituições de ensino superior sejam capazes de reduzir o *gap* de estoque de capital humano apresentado pelos alunos no momento do ingresso nas universidades.

Nesse sentido, a UFV trabalha com políticas de permanência, fornecendo bolsas de alimentação e de moradia, além de focar na convergência do desempenho acadêmico por meio de disciplinas de tutoria oferecidas a alunos com dificuldades de aprendizado e com baixo desempenho no momento do ingresso na instituição. A instituição também se destaca pela oferta de acompanhamento psicológico dos discentes com dificuldades psicossociais. Diante disso, o presente trabalho teve como objetivo verificar se os esforços da universidade estariam surtindo efeito para reduzir o diferencial de rendimento entre estudantes cotistas e não cotistas.

Os resultados comprovaram que, do ponto de vista quantitativo, a política de cotas foi um sucesso, na medida em que se observa uma comunidade de estudantes universitários composta quase que igualmente por brancos, negros e pardos. Outro fator constatado é que, de fato, discentes que ingressam por cotas apresentariam um estoque de capital humano inferior aos alunos de concorrência ampla, independentemente do curso de graduação analisado.

Contudo, ao avaliar o desempenho desses discentes após um período de três semestres letivos de adaptação na UFV, dentre os 26 cursos de Bacharelado analisados, constatou-se que: não se encontrou diferença entre o desempenho de cotistas e não cotistas (20 cursos); os cotistas apresentavam desempenho melhor (1 curso); o *gap* entre não cotistas e cotistas se manteve positivo (5 cursos).

Além disso, os resultados mostraram que a convergência de desempenho ocorreu de forma independente da área de conhecimento a qual o curso pertence, tendo em vista que estudantes da área de exatas, humanas, agrárias e biológicas estariam apresentando desempenhos semelhantes independente da forma de ingresso na UFV.

Por fim, diante dos resultados encontrados, pode-se afirmar que a UFV, a partir de suas políticas de inclusão social e acadêmica, tem sido capaz de eliminar o diferencial de rendimento entre alunos cotistas e não cotistas e entregar à sociedade egressos capazes de competir em iguais condições no mercado de trabalho, no que se refere ao conhecimento acadêmico adquirido para a prática de suas respectivas profissões.

Referências

- BOWLES, S. Schooling and Inequality from generation to generation. **Journal of Political Economy**, v. 80, n. 3, p. 219-251, 1972.
- BRASIL. **Decreto n. 7.824, de 11 de outubro de 2012**. Regulamenta a Lei n. 12.711 de 29 de agosto de 2012. Brasília: DOU, 2012.
- 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. Brasília: DOU, 2012.
- CAVALCANTI, I. T. N.; ANDRADE, C. S. M.; TIRYAKI, G. F.; COSTA, L. C. C. Desempenho Acadêmico e o sistema de cotas no ensino superior: evidências empíricas com dados da Universidade Federal da Bahia. **Avaliação: Revista da Avaliação da Educação Superior**, v. 24, n. 1, p. 305-327, 2019. DOI: 10.1590/S1414-407720190001000016
- CORREA, E; V.; BONAMINO, A.; SOARES, T. M. Evidências do efeito da repetência nos primeiros anos escolares. **Estudos em Avaliação Educacional**, v. 25, n. 59, p. 242-269. 2014. DOI: 10.18222/eaee255920142862
- DEATON, A. Panel data from time series of cross-sections. **Journal of Econometrics**, v. 30, n. 1, p. 109-126, 1985. DOI: 10.1016/0304-4076(85)90134-4
- FERES JUNIOR, J.; DAFLON, V. T.; RAMOS, P.; MIGUEL, L. O impacto da Lei nº 12.711 sobre as universidades federais. In: **Levantamento das políticas de ação afirmativa** (GEMAA). Rio de Janeiro: IESP-UERJ, 2013.
- GARCIA, F. A. C.; JESUS, G. R. Uma avaliação do sistema de cotas raciais da Universidade de Brasília. **Estudos em Avaliação Educacional**, São Paulo, v. 26, n. 61, p. 146-165, 2015.
- GOLGHER, A. B.; AMARAL, E. F. L.; NEVER, A. V. C. Avaliação de impacto do bônus sociorracial da UFMG no desempenho acadêmico dos estudantes. **Mediações - Revista de Ciências Sociais**, v. 19, n. 1, p. 214-248, 2014. DOI: 10.5433/2176-6665.2014v19n1p214
- GOMES NETO, J. B.; HANUSHEK, E. A. The causes and effects of grade repetition. In: BIRDSALL, N; SABOT, R. H. **Opportunity forgone: education in Brazil**. Washington: Inter-American development Bank, 1996.
- KNOP, M.; COLLARES, A. C. M. A influência da origem social na probabilidade de concluir os diferentes cursos de ensino superior. **Revista Sociedade e Estado**, v. 34, n. 2, p. 351-380, 2019. DOI: 10.1590/s0102-6992-201934020001
- LUZ, L. S. **O impacto da repetência na proficiência escolar: uma análise longitudinal do desempenho de repetentes em 2002-2003**. 2008. 114f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte: UFMG, 2008.
- MENDES JUNIOR, A. A. F. Uma análise da progressão dos alunos cotistas sob a primeira ação afirmativa brasileira no ensino superior: o caso da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. **Ensaio: Avaliação de Políticas Pública em Educação**, v. 22, n. 82, p. 31-56, 2014. DOI: 10.1590/S0104-40362014000100003

MONT'ALVÃO, A. Estratificação Educacional no Brasil do século XXI. **Dados - Revista de Ciências Sociais**, v. 54, n. 2, p. 389-430, 2011. DOI: 10.1590/S0011-52582011000200006

MOFFITT, R. Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated *cross-sections*. **Journal of Econometrics**, v. 59, n. 1, p. 99-124, 1993. DOI: 10.1016/0304-4076(93)90041-3

QUEIROZ, Z. C. L. S.; MIRANDA, G. J.; TAVARES, M.; FREITAS, S. C. A lei de cotas na perspectiva do desempenho acadêmico na Universidade Federal de Uberlândia. **Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos**, v. 96, n. 243, p. 299-320, 2015. DOI: 10.1590/S2176-6681/339112863

PEIXOTO, A. L. A.; RIBEIRO, E. M. B. A.; BASTOS, A. V. B.; RAMALHO, M. C. K. Cotas e desempenho acadêmico na UFBA: um estudo a partir dos coeficientes de rendimento. **Avaliação: Revista da Avaliação da Educação Superior**, v. 21, n. 2, p. 569-591, 2016. DOI: 10.1590/S1414-40772016000200013

RIANI, J. L. R.; SILVA, V. C.; SOARES, T. M. Repetir ou progredir? Uma análise da repetência nas escolas públicas de Minas Gerais. **Educação e Pesquisa**, v. 38, n. 03, p. 623-636, 2012. DOI: 10.1590/S1517-97022012000300006

RIBEIRO, C. A. C. Contínuo Racial, Mobilidade Racial e “Embranquecimento”. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 32, n. 95, p. 1-25, 2017. DOI: 10.17666/329503/2017

SENKEVICS, A. S.; MELLO, U. M. O perfil discente das universidades federais mudou pós-lei de cotas? **Cadernos de Pesquisa**, v. 49, n. 172, p.184-208, 2019. DOI: 10.1590/198053145980

SILVA, G. M. D. Ações Afirmativas no Brasil e na África do Sul. **Tempo Social**, v. 18, n. 2, p. 131-165, 2006. DOI: 10.1590/S0103-20702006000200007

WOLFF, E. N. **Poverty and Income Distribution**. 2 ed. Hoboken: Wiley-Blackwell, 2009.