

Avaliação das políticas afirmativas sobre o *Peer Effect* no ensino superior: Análise para uma universidade brasileira*

Affirmative Policies Evaluation on The University Education Peer Effect: Analyze for a Brazilian University

Francisco Danilo da Silva Ferreira e Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida**

Resumo: O artigo tem o objetivo de identificar e medir o *peer effect* sobre o desempenho acadêmico dos estudantes cotistas e não cotistas da Universidade Federal da Paraíba (UFPB), no período de 2010 e 2011. Metodologicamente, usou-se os Mínimos Quadrados em dois Estágios (MQ2E) com erros-padrão robusto em *cluster*. Os resultados evidenciam a redução do *peer effect* entre 2010 e 2011, e também uma segregação do *peer effect*, ou seja, os estudantes fornecem suporte acadêmico apenas aos colegas que apresentam a mesma modalidade de ingresso, ressaltando ainda que, os estudantes não cotistas exercem efeitos negativos sobre os cotistas.

Palavras-chave: Peer Effect. MQ2E. Capacidade acadêmica.

Abstract: The paper identifies and measures the *peer effect* on the academic performance of P quota and non-quota students Paraíba Federal University (UFPB) in 2010 and 2011. Methodologically, it used the two-stage least squares (2SLS) with robust standard errors in *cluster*. The results allow evidence the *peer effect* reduction in between 2010 and 2011, as also *peer effect* segregation, that is, the students provide academic support only to the colleagues what feature the ticket same type, stressing that the, non-quota students exercise negative effects on the quota students.

Keywords: Peer Effects. 2SLS. Academic Ability.

JEL: C36. C54. D04. I23.

* Submissão: 24/06/2022 | Aprovação: 20/07/2023 | DOI: 10.5380/re.v44i84.86048

** Respectivamente: (1) Departamento de Economia, Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN), Brasil | ORCID: 0000-0001-8412-7540 | E-mail: ffdanilloferreira@gmail.com | (2) Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba (UFPB), Brasil | ORCID: 0000-0003-0436-359X | E-mail: alessio@lema.ufpb.br



Esta publicação está licenciada sob os termos de
Creative Commons Atribuição-Não Comercial 4.0 Internacional

1. Introdução

Em meados dos anos 2000, as políticas de ações afirmativas tornaram-se uma das pautas de discussão no ensino superior, bem como houve a implantação destas em várias instituições públicas brasileira. Essencialmente, as políticas públicas afirmativas procuram garantir a igualdade de oportunidades, por meio da correção de desigualdades historicamente acumuladas, que resultaram em padrões desiguais de inclusão social e mais especificamente de acesso à educação.

A implantação das políticas afirmativas teve início em 2000, nas universidades estaduais do Rio de Janeiro (UERJ¹ e UENF²) e na Universidade de Brasília (UnB). Essas políticas reservavam vagas a alunos egressos de escolas públicas, a negros e a indígenas. Nos anos seguintes, inúmeras instituições públicas de ensino superior (IES) passaram a adotar ações afirmativas nos processos de admissão. Segundo Daflon, Feres Júnior e Campos (2013), os principais alvos das políticas eram os estudantes de escolas públicas, ou seja, o principal critério era a situação socioeconômica das famílias, tendo em vista que a população pobre e negra muitas vezes se misturam em uma só.

Em agosto de 2012, foi promulgada a lei nº 12.711/2012 (BRASIL, 2012), que destina a reserva de 50% das vagas por curso e turno nas universidades federais e Institutos Tecnológicos Federais (IF) para alunos egressos do ensino médio da rede pública de ensino, sendo ainda as vagas reservadas subdivididas, sendo metade para estudantes de escolas públicas com renda familiar bruta igual ou inferior a um salário mínimo e meio *per capita*, e a outra metade para egressos de escolas públicas com renda familiar superior a um salário mínimo e meio. Em ambos os casos, também é considerado o percentual mínimo correspondente ao da soma de pretos, pardos e indígenas em cada estado, de acordo com o último censo demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Embora as políticas de ações afirmativas objetivem equalizar as oportunidades entre grupos sociais, a literatura aponta visões antagônicas a seu respeito. Por um lado, a adoção da referida política sofre inúmeras críticas, dentre estas, a principal se refere a deficiência na formação escolar anterior dos cotistas, isto é, os mesmos não teriam nível educacional suficiente, tornando-se assim, uma

¹ Universidade Estadual do Rio de Janeiro.

² Universidade Estadual do Norte Fluminense Darcy Ribeiro.

ameaça à qualidade do ensino superior (Velloso, 2013).

Segundo Lott Jr, Ramseyer e Standen (2011), pela própria definição de ações afirmativas, os estudantes minoritários tendem a ingressar com menor preparo em relação aos seus pares não cotistas. Diante disto, os beneficiários dessa política ficariam para trás em relação aos seus demais colegas. McCowan (2007) reforça a ideia, destacando que dificilmente o ensino superior corrija as desigualdades ocorridas ao longo dos anos que antecederam o ingresso na universidade.

Por outro lado, os defensores das ações afirmativas no ensino superior afirmam que os alunos de grupos minoritários teriam ganhos acadêmicos e sociais como resultado da interação com colegas não cotistas academicamente mais fortes (Sekhri, 2011). Assim, diante da política afirmativa imposta, surge uma questão de bem-estar: o agrupamento de estudantes cujas origens e habilidades diferem amplamente é benéfico? Isto é, a interação entre estudantes cotistas e não cotistas maximizam os resultados acadêmicos de ambos? Os mesmos ofertam suporte acadêmico apenas ao seu grupo?

Isto posto, o presente artigo tem por objetivo identificar e mensurar o *peer effect*³ sobre o desempenho acadêmico dos estudantes cotistas e não cotistas em uma instituição pública brasileira de ensino superior, em específico, a Universidade Federal da Paraíba (UFPB), nos anos de 2010 e 2011, posto que a UFPB passou a utilizar políticas afirmativas no vestibular de 2011. As estimações consideram os efeitos da capacidade acadêmica média do colega de classe sobre o desempenho individual nas disciplinas, sendo admitido todos os cursos inicialmente e, posteriormente, as grandes áreas do conhecimento, tendo em vista a heterogeneidade e especificidades de cada campo de estudo. Diante disto, a hipótese investigada é que, por compartilhar o mesmo ambiente de aprendizado, a interação entre alunos cotistas e não cotistas promovem efeitos sobre o desempenho acadêmico de ambos.

Estrategicamente, para se identificar o *peer effect*, foram considerados pares aqueles calouros que cursaram e pertenceram respectivamente a mesma disciplina e turma, isto é, compartilharam o mesmo ambiente de aprendizagem, permitindo verificar se a interação entre os beneficiários e não beneficiários

³ Efeito de pares.

influencia o desempenho dos mesmos.

As turmas são formadas de forma sequencial e baseiam-se exclusivamente nos resultados do vestibular, não permitindo escolhas por parte dos calouros quanto aos colegas e docentes. A adoção exclusiva dos calouros é realizada com o objetivo de superar o problema da autosseleção, tendo em vista a significativa aleatoriedade do vestibular, bem como o conhecimento dos estudantes de seus resultados em períodos anteriores, que podem influenciar na escolha do colega de classe e do docente em semestres posteriores (Brunello; Paola; Scoppa, 2010; Sacerdote, 2001; Zimmerman, 2003).

O conjunto de informações que viabilizou o estudo corresponde aos microdados dos registros administrativos da Superintendência de Tecnologia da Informação (STI) da UFPB, para os anos de 2010 e 2011. As informações de 2010 permitem a comparação do *peer effect* nas turmas com e sem cotistas, como também solucionar o problema do viés de seleção. A identificação dos pares é viável, uma vez que os microdados da STI fornecem a identificação da turma e da disciplina na qual cada aluno pertenceu.

Cabe apontar, ainda, os fatores que levaram a escolha da UFPB. O primeiro, é o destaque que a mesma tem entre as universidades nordestinas, sendo a quarta em número de alunos da região, segundo o censo do ensino superior de 2018 (Brasil, 2018). A escolha pela UFPB se deu também pela disponibilidade de dados apenas dessa universidade da região Nordeste, como também pelo fato de que cada universidade tem liberdade de manter suas próprias iniciativas e critérios, respeitando a Lei nº 12.711/2012.

Vale destacar que, apesar do amplo debate sobre as políticas de ações afirmativas no Brasil, a discussão restringe-se significativamente ao âmbito histórico, filosófico e pedagógico. Os escassos trabalhos empíricos, a exemplo de Pereira (2013), Peixoto *et al.* (2016), Mendes Junior, Souza e Waltenberg (2016), Estevan, Gall e Morin (2018), Silva *et al.* (2019), destacam os efeitos da política de cotas sobre o desempenho e o esforço dos beneficiários, assim como sobre as chances de ingresso e evasão de grupos minoritários no ensino superior.

Quanto ao *peer effect*, a literatura internacional tem ampliando a discussão dado o crescente interesse pela identificação do *peer effect* sobre os resultados individuais, incluindo não apenas educação, mas também questões de saúde (Ali; Dwyer, 2009), (Loh; Li, 2013; Fortin; Yazbeck, 2015; Ajilore; Amialchuk; Egan,

2016; Lim; Meer, 2018; Strombotne; Fletcher; Schlesinger, 2019). Todavia, a literatura nacional ainda é escassa, e as poucas evidências empíricas se restringem ao ensino fundamental (Firpo; Jales; Pinto, 2015; Jales, 2010).

Desta forma, o presente trabalho visa contribuir com a literatura diante da falta de evidências empíricas a respeito dos efeitos da interação entre estudantes universitários com diferentes níveis de habilidades acadêmicas, e com o produto da política de cotas adotada no Brasil. Por outro lado, a identificação do *peer effect* pode auxiliar na formulação e revisão das políticas de cotas, em específico, na forma de admissão e alocação dos alunos, buscando maximizar o aprendizado dos estudantes, e contribuir na implementação de ações auxiliares a política de cotas.

Além dos aspectos introdutórios, o presente trabalho ainda é composto por mais cinco seções. A seguir, é apresentado a discussão acerca da formação das turmas na UFPB. Na sequência será mostrado a revisão da literatura do *peer effect*, e mais adiante será discutido a estratégia metodológica adotada para identificar o *peer effect*. Posteriormente, se apresentam os resultados alcançados. Na última seção, são expostas as principais considerações finais.

2. Background

O presente trabalho examina o *peer effect* entre os estudantes que ingressaram em 2010 e 2011 na Universidade Federal da Paraíba. Assim, como adotado na maior parte da literatura, o artigo restringe-se aos calouros da graduação, uma vez que os mesmos não têm a possibilidade de escolhas amplas de colegas e docentes, pois a admissão baseia-se exclusivamente nos resultados do vestibular.

Em 2010, todas as vagas disponibilizadas pela universidade eram de ampla concorrência, assim as turmas eram formadas a partir da classificação dos estudantes no vestibular, ou seja, os alunos eram atribuídos à turma sequencialmente, iniciando com os estudantes de maiores notas até o preenchimento do total de vagas de cada curso.

Já em 2011, o mecanismo de atribuição continua o mesmo, isto é, de forma sequencial. Contudo, com a política afirmativa, as vagas passaram a ser preenchidas por ampla concorrência e reserva de vagas, e essa reserva é destinada a egressos da rede pública de ensino, pretos, pardos, indígenas e pessoas com

deficiência. A referida política estabelece que do total de vagas, 75% são de ampla concorrência e 25% são destinados a reservas de vagas.

3. Revisão de Literatura

O *peer effect* é amplamente estudado, sendo abordada em inúmeras temáticas, como saúde, (Strombotne; Fletcher; Schlesinger, 2019), (Gwozdz *et al.*, 2015), consumo de cigarro e álcool (Ali; Dwyer, 2009), (Ajilore; Amialchuk; Egan, 2016), finanças (Lieber; Skimmyhorn, 2018; Gortner; Weele, 2019). Em educação, dentre os primeiros trabalhos, destaca-se Alexander Jr e Campbell (1964), McDill e Coleman (1965), em que encontram evidências de *peer effect* na decisão de ingressar na universidade.

A literatura contempla, ainda, a investigação de *peer effect* sobre o desempenho educacional, adotando diferentes estratégias. Ammermueller e Pischke (2009) investigam e estimam o *peer effect* para grupos tutoriais de alunos graduandos em economia da Universidade de Amsterdam, Ammermueller e Pischke (2009) evidenciaram que em grupos monitorados, os alunos com baixa habilidade têm interações positivas com outros alunos e estão mais envolvidos, enquanto estudantes de alta habilidade não são afetados.

Por outro lado, Sacerdote (2001), Zimmerman (2003) e Brunello, Paola e Scoppa (2010) realizaram estudos de *peer effect* em dormitórios universitários. Sacerdote (2001) utiliza dados exclusivos do *Dartmouth College* para medir o *peer effect* entre colegas de quarto no primeiro ano de faculdade. Para tanto, o autor aplicou os mínimos quadrados em dois estágios, encontrando efeitos sobre a nota média dos estudantes e na decisão de ingressar em grupos sociais, como as fraternidades.

Utilizando a mesma estratégia adotada por Sacerdote (2001), Zimmerman (2003) estima o *peer effect* nos resultados acadêmicos dos alunos do *Williams College*. Zimmerman (2003) sugere que os efeitos não são expressivos, mas são estatisticamente significativos, e que o *peer effect* quase sempre está mais ligado às pontuações em línguas do que às pontuações em matemática.

Por sua vez, Brunello, Paola e Scoppa (2010) investigaram a presença de *peer effect* numa universidade pública de porte médio no sul da Itália. Diferentemente de Sacerdote (2001) e Zimmerman (2003), Brunello, Paola e

Scoppa (2010) consideraram as áreas do conhecimento em suas estimações. Os autores indicam que o efeito varia consideravelmente entre os campos de estudo, em que para os calouros matriculados em ciências exatas, os efeitos são significativamente maiores em relação aos ingressantes de ciências humanas e sociais.

Um ambiente com presença de políticas afirmativas (efeitos do grupo racial), é analisado por Sekhri (2011) e Lott Jr, Ramseyer e Standen (2011). Sekhri (2011) examinou a política de cotas na Índia, onde as castas inferiores são beneficiárias de ações afirmativas. A autora evidenciou que os alunos de alta casta (não beneficiários) tem um efeito negativo no desempenho dos alunos de baixa casta, como também a qualidade dos pares de baixa casta afeta negativamente o desempenho de estudantes de alta casta. Neste caso, os resultados sugerem que esse ambiente não se mostra benéfico para os estudantes minoritários.

Já Lott Jr, Ramseyer e Standen (2011) investigaram se os estudantes minoritários têm melhor desempenho quando compartilham a classe com outros alunos de sua etnia em duas faculdades de direito americanas. Os autores não encontram evidências de que, ao acrescentar alunos do mesmo grupo ou de outro grupo étnico melhore o desempenho de alunos pertencentes a um determinado grupo, em vez disso, Lott Jr, Ramseyer e Standen (2011) constataram uma redução do desempenho das minorias, embora num valor pequeno.

4. Metodologia

Esta seção descreve a estratégia metodológica adotada no artigo. Na primeira parte é discutido o instrumental empírico que se mostra mais adequado ao problema, e na sequência é apresentado a base de dados que viabiliza o estudo.

5.1 Estratégia Empírica

Este trabalho se baseia em um modelo linear-em-médias, no qual o desempenho do aluno é explicado pela média de desempenho de seu grupo de pares, além de suas características individuais. No entanto, a estratégia mencionada sofre de endogeneidade devido à simultaneidade entre o desempenho do indivíduo e o de seu grupo, como apontado por Sacerdote (2001), Zimmerman (2003), Lyle (2007) e Ahn e Trogdon (2017). Portanto, para obter os resultados,

aplicou-se o método de Regressão de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) com erros-padrão robustos em *cluster*. Este método é amplamente utilizado para identificar o *peer effect* e envolve o uso de variáveis instrumentais, que, neste estudo, incluem a nota média no exame admissional, utilizada como um preditor da capacidade acadêmica anterior ao ingresso no ensino superior (Zimmerman, 2003; Sekhri, 2011).

5.1.1 Mínimos Quadrados em dois estágios

O método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) se tornou ferramenta fundamental para estudar a relação entre duas ou mais variáveis, com a finalidade de estimar/prever a resposta média da variável dependente, em termos dos valores assumidos pelas covariáveis (x).

Entretanto, para o objetivo proposto, o MQO não permite a identificação dos parâmetros, devido à violação do pressuposto de ortogonalidade, pois, há uma simultaneidade entre a nota do aluno i e a nota média do grupo, a qual o aluno i pertence, tendo em vista que, assim como a nota do indivíduo na disciplina é influenciada pela média do seu grupo, a nota do grupo na disciplina também depende do desempenho do indivíduo que integra esse grupo. Desta forma, haverá uma correlação entre o termo de erro e uma das variáveis independentes (regressores endógenos). Sendo assim, haverá um efeito direto via βx , mas também um efeito indireto através do termo de erro ε (Cameron; Trivedi, 2005).

Deste modo, caso se realize a estimação por MQO, os resultados estarão viesados (tendenciosos) e inconsistentes (Greene, 2012). Consequentemente, as estimações não refletirão os verdadeiros parâmetros, como também a variância não tenderá a zero. Assim, os estimadores não convergirão aos parâmetros populacionais, mesmo que se aumente a amostra indefinidamente. Desta forma, dado o viés e a inconsistência do MQO, é necessário um método que produza variações exógenas apenas no regressor, e uma alternativa é o Método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E). O referido método emprega a técnica de variáveis instrumentais para contornar o problema da endogeneidade.

O método de mínimos quadrados em dois estágios consiste em duas modelagens de MQO: No primeiro estágio, se regredi cada variável explicativa do modelo original em função dos instrumentos Z_i e do vetor de variáveis exógenas

X_i gerando uma matriz de valores ajustados em cada um das regressões.

$$D_i = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \gamma_2 X_i + \eta_i \quad (1)$$

Após estimar o primeiro estágio, obtemos o valor predito $\hat{D}_i$. No segundo estágio, estima-se o modelo para a variável resposta em função dos valores estimados para as variáveis explicativas e predito.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \hat{D}_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

onde, Y_i é a variável dependente, $\hat{D}_i$ é o predito obtido pelo primeiro estágio, X_i é o vetor de variáveis explicativas e ε_i o erro. Ressalta-se, ainda, que se estimou o MQ2E com erros-padrão robustos em *cluster*, uma vez que se assume a dependência entre os alunos numa turma, mas não entre as classes (White, 1982).

Por outro lado, tendo por interesse, estimações consistentes, realizou-se dois testes. O primeiro diz respeito ao teste de endogeneidade, que mostra se a utilização de MQ2E é necessária. Para tanto, Hausman (1978), sugeriu realizar uma comparação direta das estimativas de MQO e MQ2E, e, depois, determinar se as diferenças são estatisticamente significantes. Caso as estimativas geradas diferirem de forma significativa, se conclui que a variável testada deve ser endógena e, assim as estimações por MQ2E serão consistes. O segundo refere-se ao teste de instrumento fraco (*Weak instruments*), sendo este um teste F nos instrumentos, na primeira etapa da estimação. A hipótese nula é que os instrumentos são fracos.

5.1.2 Modelo empírico

Para alcançar o objetivo, se partirá do *linear-in-means*, abordagem frequentemente utilizada para estimar *peer effect* na pesquisa econômica. O referido modelo permite descrever o resultado de um indivíduo i em função da média do resultado de seus pares. Assim temos o seguinte modelo estrutural:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \bar{Y}_{ijt} + \beta_2 X_{ijt} + \mu_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

onde Y_{ijt} representa a nota final do aluno i pertencente ao grupo j na disciplina, X_{ijt} é o vetor de características específicas do estudante i , $\bar{Y}_{ijt}$ corresponde a nota média da pontuação na disciplina do grupo que o indivíduo i

faz parte, ou seja, os alunos que fizeram a mesma disciplina, sendo esta a variável que capta o *peer effect*, μ_{jt} é o efeito fixo da turma e ε_{ijt} é o termo de erro, sendo estimado uma equação para os beneficiários e não beneficiários da política afirmativa.

Como visto na sessão anterior, o presente modelo sofre de endogeneidade. Assim, a literatura sobre *peer effect* aponta como solução uma medida de aprendizagem defasada dos pares como instrumento, da forma utilizada em Sacerdote (2001), Zimmerman (2003), Ammermueller e Pischke (2009) e Brunello, Paola e Scoppa (2010), ou seja, uma medida do nível de capacidade/habilidade acadêmica dos pares antes da interação dos mesmos. Neste caso, pretende-se utilizar a nota média obtida pelos alunos no exame de admissão (vestibular). Assim, a equação 1 assumirá a seguinte forma no primeiro estágio:

$$T_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \underline{N}_{-ijt} + \alpha_2 X_{ijt} + \mu_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

Onde T_{ijt} representa a média final na disciplina do grupo que o aluno i pertencente, X_{ijt} é o vetor de características do estudante i , $\underline{N}_{-ijt}$ corresponde a média da nota no exame de admissão do grupo que o indivíduo i pertence, sendo descartada a nota do próprio estudante i , μ_{jt} é o efeito fixo da turma e ε_{ijt} é o termo de erro. Obtido o valor predito de T_{ijt} , será estimado o seguinte modelo no segundo estágio:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 T_{ijt} + \beta_2 X_{ijt} + \mu_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

A estratégia acima (equação 5) estima o efeito de pares de cotista e não cotistas para o conjunto de estudantes de sua classe. Assim, T_{ijt} representa a média de desempenho da classe, em duas equações.

No intuito de verificar o efeito cruzado entre os beneficiários e não beneficiários da política afirmativa, teremos o seguinte modelo empírico do *peer effect* em separado:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 T_{ijt} + \beta_2 T_{-ijt} + \beta_3 X_{ijt} + \mu_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

Onde Y_{ijt} é a nota do aluno i , T_{ijt} é o predito do grupo que o indivíduo i faz parte e T_{-ijt} é o predito do outro grupo, neste caso, serão duas equações. Por outro lado, os modelos de *peer effect* podem sofrer com o problema de autosseleção na formação dos grupos, ou seja, os indivíduos podem se auto selecionar para compor

a turma, e isso ocorre quando a amostra não é aleatória. Contudo, no Brasil, e especificamente a instituição em análise, tem como única regra de ingresso um exame de admissão, favorecendo esta norma gerar variação quase aleatória na qualidade dos pares dos alunos admitidos.

5.2 Dados

As estimativas do presente trabalho basearam-se em um conjunto de microdados administrativos da Superintendência de Tecnologia da Informação (STI) da UFPB, que reúne informações socioeconômicas dos alunos, bem como as notas de admissão, de desempenho durante o curso, modalidade⁴ de ingresso dos estudantes e o *background* familiar. A análise se reportou aos calouros de 2010 e 2011, ano anterior e primeiro ano do uso de ações afirmativas respectivamente.

A identificação dos pares é viável, tendo em vista que o conjunto de informações fornecem a identificação dos alunos, das turmas e das disciplinas nas quais cada estudante pertence, bem como se o mesmo ingressou por ampla concorrência ou por políticas afirmativas. Desta forma, podem se estabelecer os grupos de pares como os alunos que tiveram a mesma forma de ingresso, assim como participaram da mesma turma e disciplina. Ressalta-se ainda que, as turmas formadas apenas por cotistas ou não cotistas não foram consideradas na análise, tendo em vista as ausências de interação entre esses dois grupos.

Na tentativa de reduzir ao máximo o viés de seleção, adotou-se estrategicamente como amostra apenas o primeiro semestre dos estudantes admitidos em 2010 e 2011. Essa medida visa minimizar o problema da autoseleção presente em medidas de *peer effect* (Wang; Cheng; Smyth, 2018), tendo em vista que o calouro não escolhe o seu docente, nem seus colegas de sala no primeiro semestre, o que pode ocorrer nos semestres subsequentes, já que, tendo conhecimento do seu desempenho anterior com determinados docentes e colegas de classe, o aluno poderá realizar uma autoseleção, produzindo resultados inconsistentes. A estratégia acima assemelha-se as adotadas em Sacerdote (2001), (Zimmerman, 2003; Brunello; Paola; Scoppa (2010).

Quanto ao modelo descrito na seção anterior, o mesmo emprega um vetor

4 A modalidade de ingresso tratada no presente artigo, refere-se ao ingresso por ampla concorrência ou por política de cotas.

de características socioeconômicas dos estudantes (X_{ijt}), composto pelas seguintes variáveis: idade, gênero, raça, escolaridade dos pais, renda da família, origem escolar, tempo de conclusão do ensino médio, estado civil e se o estudante trabalha. Por sua vez, as notas de admissão serão tomadas como medida da capacidade acadêmica prévia dos estudantes, bem como variável instrumental que permitirá captar o *peer effect*. Por outro lado, as notas finais nas disciplinas serão empregadas como variável de resposta. Destaca-se, ainda, a necessidade da eliminação de indivíduos com falta de informações, tal como aqueles estudantes que apresentaram os seguintes *status* de matrícula: reprovado por falta, dispensada, trancada, excluída e cancelada, tendo em vista que estes estudantes não interagiram com os demais pares.

5. Resultados

A seção atual, por seu turno, preconiza analisar e discutir os resultados deste estudo, lançando mão do exame do *peer effect* entre os calouros da UFPB na presença de políticas afirmativas, e para tanto, a mesma foi dividida em dois momentos. No primeiro, é apresentado uma análise estatística preliminar das variáveis empregadas neste trabalho. No segundo, são discutidos os resultados econométricos que procuram identificar o *peer effect* entre colegas de sala.

5.1 Estatística descritiva

A Universidade Federal da Paraíba implantou seu programa de ações afirmativas no Processo Seletivo Seriado - (PSS) de 2011, isto é, antes da consolidação das leis de cotas de 2012, tendo critérios étnico-raciais (negros, pardos e indígenas), a origem escolar (escola pública) e necessidades especiais, dispondo estes de 25% do total das vagas ofertadas. Desse modo, a tabela 1 apresenta a participação das referidas minorias no número de ingressantes de 2010, ano do último vestibular sem ações afirmativas, tal como de 2011, o primeiro ano com política de reserva de vagas.

Tabela 1 – Participação das minorias no total de vagas em 2010 e 2011

CrITÉRIOS	2010	2011	VariAção
Negro	8,93%	8,91%	-0,02%
Pardo	36,4%	38,8%	2,4%
IndÍgena	1,41%	1,92%	0,51%
Escola Pública	50,5%	53,8%	3,3%
Necessidades Especiais		0,16%	0,16%

Fonte: elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

A partir das informações apresentadas na tabela 1, nota-se a princípio, um pequeno crescimento da participação das minorias no total de vagas para o primeiro ano da política de cotas na UFPB, com exceção para os negros, tendo em vista a pequena retração de 0,02%. Se considerado o critério étnico-racial, torna-se cabível apontar a significativa participação dos pardos e sua expansão entre 2010 e 2011. Quanto ao critério de origem escolar do estudante, houve um acréscimo de 3,3% do número de calouros com origem em escola pública, superando o número de alunos que realizaram o ensino médio na rede privada de ensino.

Quanto ao número de cotistas ingressantes no primeiro ano de política afirmativa, 92% são provenientes de escola pública, dos quais 62% são não brancos, sendo em grande parte, pardos (43,72%). Quanto a renda dos calouros cotistas, 61% possuem renda de até dois salários mínimos. No tocante ao *Background* familiar, os dados evidenciam que apenas 4,49% dos pais e 6,34% das mães dos cotistas possuem ensino superior. Diante disto, apesar de pequena, nota-se uma ampliação da participação das minorias no total de vagas, principalmente egressos da rede pública de ensino, que apresenta uma qualidade inferior à privada.

Dentre o conjunto de informações, a que permitirá identificar e estimar o *peer effect* é a pontuação média dos estudantes alcançada no Processo Seletivo Seriado (vestibular), a mesma foi utilizada como variável instrumental no propósito de solucionar o problema de endogeneidade, e tomada previamente como o principal controle da capacidade acadêmica dos calouros antes do ingresso no ensino superior (Zimmerman, 2003; Sekhri, 2011). Dessa forma, a tabela 2 apresenta a pontuação média no vestibular, o número de alunos admitidos e o

resultado do teste (teste t) de diferença de médias por grande área de conhecimento e para o conjunto de cursos da UFPB antes (2010) e após (2011), sob a intervenção da política de cotas no vestibular.

Tabela 2 – Teste de diferença da nota média do vestibular por grande área

Grandes Áreas	Nota Média Vestibular						
	Sem cota		Não cotistas		Cotistas		
	2010	Ingres.	2011	Ingr es.	2011	Ingres.	Diferença
Ciências Agrárias	485	917	493	621	464	116	29***
Ciências da Saúde	572	1001	583	821	533	212	50***
Ciências Exatas e da Terra	506	1237	522	1000	486	132	36***
Ciências Humanas	514	2301	520	1752	495	232	25***
Ciências Sociais aplicadas	503	1938	512	1574	470	426	42***
Engenharias	568	880	569	1033	524	248	45***
Linguística, Letras e Artes	506	1712	512	1570	488	288	24***
UFPB	523	10.291	530.1	8492	494.2	1654	35,9***

Fonte: elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB. Nota: ***p-valor significativo a 1%.

Os resultados da tabela 2, sugerem que após a intervenção da política afirmativa na UFPB, a disputa por vagas de ampla concorrência tornou-se mais rígida, se comparado a 2010, uma vez que se observa um leve aumento da pontuação média da modalidade de ampla concorrência entre 2010 e 2011, em todas as áreas do conhecimento, com destaque para Ciências Exatas e da Terra e Ciências da Saúde. Isto mostra que a universidade passou a selecionar por ampla concorrência estudantes com maior potencial acadêmico, frente aos seus colegas beneficiários de ações afirmativas.

Os resultados do primeiro vestibular com sistema de cotas, revelam que em todos os campos do conhecimento houve significativa diferença da nota média de admissão em detrimento aos estudantes que ingressaram por políticas de cotas, sendo mais acentuada em Ciências da Saúde, Engenharias e Ciências Sociais

Aplicadas. Desse modo, com base nas informações da tabela 2, pode-se dizer que os beneficiários da política afirmativa na UFPB, em média, ingressam no ensino superior com menor preparo, ou capacidade acadêmica em relação aos estudantes que não fizeram uso da mesma, como encontrado por Lott Jr, Ramseyer e Standen (2011).

Em face disso, os resultados iniciais sugerem que as ações afirmativas adotadas pela UFPB a partir 2011 elevaram a heterogeneidade das turmas quanto ao potencial acadêmico dos estudantes, ou seja, os mesmos passaram a interagir em um ambiente mais diverso. Contudo, a literatura não aponta uma conclusão unanime em relação aos efeitos de tal interação. Por um lado, aponta-se que os beneficiários de ações afirmativas por ingressarem com menor preparo, como visto acima, não acompanhariam academicamente seus colegas não cotistas, como apontam Lott Jr, Ramseyer e Standen (2011). De outro modo, por interagirem com estudantes mais capacitados, as minoras teriam possíveis ganhos acadêmicos e sociais. Entretanto, até então, a literatura não aponta evidências desses efeitos no ensino superior brasileiro, tão pouco sua direção.

5.2 Peer Effect

Na presente seção, será discutido o possível *peer effect* sobre o desempenho individual dos estudantes na presença de políticas afirmativas. Para tanto, estimou-se três conjuntos de equações, procurando identificar o *peer effect* entre os calouros cotistas e não cotistas da UFPB.

A tabela 3 reporta o primeiro conjunto de equações, que busca de identificar o *peer effect* entre os estudantes antes e após a intervenção da política de cotas, tomando a capacidade acadêmica média da turma, ou seja, desconsiderando a modalidade de ingresso. Estimou-se o *peer effect* via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) com erros-padrão robustos em *cluster*. Entretanto, o teste de *Wu-Hausman* apontou, categoricamente, e assumir as estimativas via MQ2E. Ressalta-se ainda, que o teste de instrumento fraco (*Weak instruments*) indica que a média do vestibular é um bom instrumento, e, assim, as estimações do efeito causal dos pares são consistentes.

A análise inicial apresentada na tabela 3, indica que após a intervenção da

política de cotas na UFPB o *peer effect* se reduziu. Em 2010, a habilidade acadêmica média do colega de classe promovia um ganho de 0,56 pontos na nota final das disciplinas, enquanto que, após a política de cotas, esse ganho reduziu-se para 0,42 pontos. Desse modo, os resultados do primeiro conjunto de estimações sugerem que numa turma mais heterogênea, apesar de apresentar efeitos positivos quando considerado a capacidade acadêmica média da turma, o *peer effect* é menor em relação às classes mais heterogênea.

Tabela 3 – *Peer effect* antes e após da política de cotas

Variável	Média Final			
	MQO		MQ2E	
	2010	2011	2010	2011
Peer Effect (Turma)	0.68**	0.73***	0.56***	0.42***
	(0.01)	(0.01)	(0.06)	(0.09)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	12932	9972	12932	9972
R ²				
0.37				
0.36	0.37	0.36	0.36	0.30
0.36				
0.				
R ² Ajustado	0.37	0.36	0.34	0.30
F Statistic/Wald test	695.467* **	477.217** *	56.89***	46.58***
Weak instruments test			615.0***	462.11***
Wu-Hausman test			11.5***	41.99***

Fonte: elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

Variáveis de controle: ocupado, sexo, raça, origem escolar, escolaridade do pai e da mãe, proporção de cotistas em sala, idade, tempo de conclusão do ensino médio, estado civil e renda.

A influência acadêmica dos pares da turma no geral pode ocultar a heterogeneidade nos efeitos de grupos de pares baseados na modalidade de ingresso, levando em conta o *gap* de capacidade acadêmica dos grupos em análise, como visto na seção anterior. Diante disso, estimou-se o segundo conjunto de

equações para os estudantes cotistas e não cotistas, tendo duas especificações. No primeiro caso, se considerou a habilidade acadêmica média da turma sobre os dois grupos. No segundo, o *peer effect* é medido, considerando a habilidade acadêmica média dos colegas do próprio grupo e do grupo oposto. Os resultados de tais estimações são apresentados na tabela 4, sendo considerado os resultados via MQ2E com base no teste de *Wu-Hausman*. Já o teste *Weak instruments*, assim como nas primeiras estimações, apontou que o instrumento usado estima de forma consistente o *peer effect*.

Tabela 4 – *Peer effect* para os cotistas - Efeito da turma e dos grupos

Variável	Média Final			
	MQO		MQ2E	
	2010	2011	2010	2011
Peer Effect (Turma)	0.90***		0.39*	
	(0.02)		(0.20)	
Peer Effect (Não Cotista)		0.13***		-0.49***
		(0.03)		(0.18)
Peer Effect (Cotista)		0.71***		0.95***
		(0.02)		(0.10)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	2296	2291	2296	2291
R ²				
0.37				
0.36	0.45	0.54	0.34	0.30
0.36				
0.				
R ² Ajustado	0.45	0.54	0.34	0.30
F Statistic/Wald test	156.15** *	209.32***	9.048** *	20.19***
Weak instruments test			89.28** *	53.743***
Weak instruments test				99.60***
Wu-Hausman test			22.24** *	8.48***

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

Variáveis de controle: Ocupado, sexo, raça, origem escolar, escolaridade do pai e da mãe, proporção de cotistas em sala, idade, tempo de conclusão do ensino médio, estado civil e renda.

A princípio, os resultados para os estudantes cotistas não se mostram tão positivos. Considerando primeiramente a qualidade média geral da turma, nota-se que o *peer effect* é positivo, isto é, a capacidade média da classe no geral exerce efeitos positivos sobre o desempenho individual dos beneficiários da política de cotas da UFPB. Assim, a qualidade média da turma promove um ganho de 0,39 pontos na média final das disciplinas.

Já os resultados da segunda especificação demonstram haver ganhos acadêmicos para os estudantes cotistas, induzidos apenas pelo seu próprio grupo, gerando um acréscimo de 0,95 pontos na nota final das disciplinas. Em contrapartida, os colegas de turma não cotistas promovem perdas acadêmicas aos estudantes beneficiários da ação afirmativa em turno de 0,49 pontos na média final. Assim, os resultados indicam que ao concorrer e interagir com colegas de melhor capacidade acadêmica, os estudantes cotistas são deixados para trás, de acordo com a leitura de Lott Jr, Ramseyer e Standen (2011). Neste sentido, os resultados alcançados para a UFPB vão de encontro a ideia de que a interação com pares de maior potencial proporcionaria benefícios acadêmicos para estudantes de grupos minoritários.

Por outro lado, os resultados para os estudantes não cotistas são mais otimistas, sendo apresentados na tabela 5. A primeira equação aponta *peer effect positivo* para os estudantes que ingressaram por ampla concorrência, quando se considera a qualidade média geral da turma, viabilizando um acréscimo de 0,59 na pontuação final das disciplinas. Quando considerada a capacidade média dos dois grupos, evidencia-se que os colegas cotistas não exercem efeitos acadêmicos estatisticamente significativos sobre os estudantes não cotistas. Assim, o ganho acadêmico dos alunos não beneficiários de ações afirmativas é induzido apenas pelos colegas do seu próprio grupo, ou seja, pelos pares que ingressaram por ampla concorrência.

Tabela 5 – *Peer effect* para os não cotistas - Efeito da turma e dos grupos

Variável	Média Final			
	MQO		MQ2E	
	2010	2011	2010	2011
Peer Effect (Turma)	0.69***		0.59***	
	(0.01)		(0.07)	
Peer Effect (Não Cotista)		0.58***		0.58***
		(0.02)		(0.14)
Peer Effect (Cotista)		0.12***		0.07
		(0.01)		(0.05)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	7676	6924	7676	6924
R ²				
0.37				
0.36	0.35	0.34	0.34	0.33
0.36				
0.				
R ² Ajustado	0.35	0.34	0.34	0.33
F Statistic/Wald test	347.41** *	272.55***	48.66** *	45.21***
Weak instruments test			356.20* **	169.20***
Weak instruments test				523.44***
Wu-Hausman test			3.78***	3.31***

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

Variáveis de controle: Ocupado, sexo, raça, origem escolar, escolaridade do pai e da mãe, proporção de cotistas em sala, idade, tempo de conclusão do ensino médio, estado civil e renda.

Os resultados retratados nas tabelas 4 e 5 apontam dois achados. O primeiro refere-se a segregação do *peer effect* entre os estudantes da UFPB. Em outras palavras, os colegas de classe ofertam apoio acadêmico apenas para os pares que usaram a mesma modalidade de ingresso, este resultado se assemelha as conclusões de Sekhri (2011). O segundo, tange aos efeitos negativos que os estudantes não beneficiários de ações afirmativas produzem sobre seus colegas cotistas. Em tal caso, as primeiras evidências sugerem que as interações em sala,

propiciadas pela política de cotas, não necessariamente produzem benefícios acadêmicos positivos e significativos a seus beneficiários na UFPB, pois, os mesmos não se influenciam positivamente com pares que ingressam sem o uso da referida política, mesmo num ambiente integrado, como também visto em Sekhri (2011).

Por outro lado, considerando eventuais diferenças nos campos de estudo, estimou-se o terceiro conjunto de equações, sendo considerado a qualidade média geral da turma, como também a capacidade média de cada grupo por área do conhecimento. Como acima, serão examinadas as estimações via MQ2E com erros-padrão robustos em *cluster*, já que o teste de *Wu-Hausman* indicou a presença de endogeneidade. Ressalta-se ainda que, o teste *Weak instruments* aponta a nota média do vestibular como um instrumento adequado.

Os primeiros resultados por área de conhecimento são apresentados na tabela 6, a qual reporta as estimativas do efeito da qualidade média da turma sobre os estudantes cotistas. A princípio, os resultados indicam que a capacidade média dos pares da turma oportuniza ganhos acadêmicos para os cotistas das áreas de Engenharias e Ciências da Saúde, promovendo respectivamente ganhos de 0,84 e 0,55 pontos na média final das disciplinas cursadas. As demais áreas não apresentaram evidências e estatísticas de que a habilidade dos pares da classe influencia o resultado individual dos alunos cotistas.

O destaque das áreas de engenharia e saúde pode estar ligado, de acordo com Brunello, Paola e Scoppa (2010), aos possíveis retornos salariais do mercado de trabalho, que, segundo os mesmos, afetam o esforço ideal dos alunos. Nessas áreas estão incluídos cursos com perspectivas salariais mais elevadas como cursos na área de engenharia e medicina. Acrescenta-se ainda que os cursos desses campos de estudo são os mais concorridos⁵, o que pode sinalizar uma maior dedicação entre pares.

⁵ Segundo dados do Processo Seletivo Seriado (PSS) da UFPB os cursos mais concorridos foram: Medicina (46,3); Fonoaudiologia (17,4); Odontologia (16,6); Fisioterapia (14,6); Arquitetura e Urbanismo (14,3); Engenharia Civil (14,3); Psicologia (12,3).

Tabela 6 – Peer effect da turma por grande área para os cotistas

Variáveis	CA	CS	CET	CH	CCSA	Eng	LLA
	MQO						
Peer Effect (Turma)	0.83***	0.80***	0.96***	0.7***	1.39** *	0.90** *	0.75** *
Controles	(0.08) Sim	(0.05) Sim	(0.11) Sim	(0.07) Sim	(0.06) Sim	(0.04) Sim	(0.05) Sim
Observações	284	352	180	300	519	247	357
R ²	0.37	0.45	0.43	0.32	0.48	0.65	0.39
R ² Ajustado	0.34	0.43	0.39	0.30	0.46	0.63	0.37
F Statistic	13.49***	25.51** *	10.84** *	12.78** *	38.32** *	36.32** *	18.76* **
	MQ2E						
	CA	CS	CET	CH	CCSA	Eng	LLA
Peer Effect (Turma)	-2.49	0.55** *	0.02	-5.61	-0.30	0.84* **	-0.03
Controles	(3.19) Sim	(0.10) Sim	(0.38) Sim	(10.78) Sim	(0.90) Sim	(0.12) Sim	(0.43) Sim
Observações	284	352	180	300	519	247	357
R ²	0.37	0.36	0.36	0.36	0.36	0.36	0.36
R ² Ajustado	0.47	0.39	0.14	0.57	0.28	0.63	0.02
Wald test	0.326	6.574* **	3.209* **	0.215	1.317	12.78 **	2.7**
Weak instruments test	1.23	124.86* **	23.13* **	0.36	5.99*	46.97* **	9.29* *
Wu-Hausman test	9.87* **	8.32* **	10.36* **	8.81* **	8.61* **	5.26* *	5.19* *

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

CA: Ciências Agrárias, CS: Ciências da Saúde, CET: Ciências Exatas e da Terra, CH: Ciências Humanas, CCSA: Ciências Sociais Aplicadas, Eng: Engenharias, LLA: Linguística, Letras e Artes. Variáveis de controle: Ocupado, sexo, raça, origem escolar, escolaridade do pai e da mãe, proporção de cotistas em sala, idade, tempo de conclusão do ensino médio, estado civil e renda.

De outro modo, quando se examinam os efeitos da habilidade acadêmica de cada grupo sobre os calouros cotistas, os resultados apresentados na tabela 7

revelam que os pares não cotistas não promovem efeitos significativos sobre o desempenho dos seus colegas cotistas em nenhum campo do conhecimento. Em contrapartida, o potencial acadêmico dos cotistas mostrou-se estatisticamente insignificativo apenas para Ciências Agrárias e Ciências Humanas. Nos demais campos de estudo, a capacidade acadêmica média dos pares cotistas viabilizam retornos na nota final das disciplinas para os componentes do seu grupo, sendo mais acentuados nas áreas de Ciências Exatas e da Terra, Ciências Sociais Aplicada e Ciências.

O elevado efeito observado na área de exatas, encontra explicação em Carrell e West (2010). O mesmo aponta que alunos de cursos ligados a referida área tem mais aptidão e facilidade de integração frente as áreas de ciências humanas. Por sua vez, Brunello, Paola e Scoppa (2010) reforçam que cursos com uma carga matemática apresentam maior facilidade de compartilhamento das resoluções de problemas e exercícios, melhorando o desempenho individual. Contudo, vale ressaltar que os resultados encontrados para engenharia nesse caso, vão de encontro as ideias de Carrell e West (2010) e Brunello, Paola e Scoppa (2010).

Ainda de acordo com os resultados das tabelas 6 e 7, salvo as engenharias, observa-se que os cotistas enfrentam um *peer effect* mais forte quando os pares também pertencem a esse grupo de estudantes, se comparado aos pares gerais. Isto posto, os achados da tabela 6 apontam que os ganhos acadêmicos dos beneficiários da política de reservas de vagas na UFPB derivam apenas do seu próprio grupo.

Tabela 7 – Peer effect desagregado por grande área para cotistas

Variáveis	CA	CS	CET	CH	CCSA	Eng	LLA
	MQO						
Peer Effect (Não Cotista)	0.24***	0.14*	- 0.33**	0.28** *	0.22* **	0.12* *	0.13*
	(0.10)	(0.08)	(0.16)	(0.09)	(0.08)	(0.06)	(0.07)
Peer Effect (Cotista)	0.58* **	0.67** *	1.04** *	0.46** *	0.89* **	0.76* **	0.58* **
	(0.08)	(0.07)	(0.11)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.05)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	284	352	180	300	519	247	357
R ²	0.42	0.52	0.58	0.43	0.57	0.75	0.48
R ² Ajustado	0.39	0.50	0.55	0.40	0.56	0.74	0.46
F Statistic	14.74** *	28.38* **	17.84* **	17.91* **	52.01* **	52.58* **	24.14* **
	MQ2E						
Peer Effect (Turma)	4.32	-0.11	-0.63	-2.95	-0.43	0.29	-0.19
	(28.48)	(0.29)	(0.44)	(3.82)	(0.26)	(0.29)	(0.24)
Peer Effect (Cotista)	7.81	0.71*	1.14*	0.53	1.06** *	0.53*	0.53** *
	(44.80)	(0.30)	(0.49)	(0.31)	(0.15)	(0.24)	(0.18)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	284	352	180	300	519	247	357
R ²							
0.37							
0.36	-66.08	0.49	0.57	0.49	0.52	0.72	0.40
0.36							
0.							
R ² Ajustado	-66.07	0.47 47	0.53	0.47	0.51	0.71	0.38
Wald test	0.02	7.12** *	5.99** *	0.80	15.39* **	15.1* **	4.71* *
Weak instruments test	4.79**	63.74** *	17.27* **	0.40	37.51* **	19.63* **	10.27* *
Weak instruments test	1.34	39.95** *	5.84**	6.61* *	52.95* **	20.97* **	11.17* *
Wu-Hausman test	2.37*	3.75**	2.55*	2.77*	5.81**	3.70*	3.11**

						*	
--	--	--	--	--	--	---	--

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

CA: Ciências Agrárias, CS: Ciências da Saúde, CET: Ciências Exatas e da Terra, CH: Ciências Humanas, CCSA: Ciências Sociais Aplicadas, Eng: Engenharias, LLA: Linguística, Letras e Artes. Variáveis de controle: Ocupado, sexo, raça, origem escolar, escolaridade do pai e da mãe, proporção de cotistas em sala, idade, tempo de conclusão do ensino médio, estado civil e renda.

Já a tabela 8 apresenta os resultados para os calouros não cotistas. Para os mesmos, examinando-se a habilidade acadêmica média da turma, observa-se que apenas a área de Ciências Agrárias não se mostra estatisticamente significativa, porém, nos demais campos de conhecimento, o efeito é positivo, com destaque para as áreas de engenharias e saúde. Assim, como para os calouros cotistas, esse resultado pode estar relacionado aos ganhos futuros no mercado de trabalho, como aponta Brunello, Paola e Scoppa (2010), afetando o empenho ideal dos alunos independentemente da forma de ingresso.

Em face disso, se comparado aos resultados anteriores, nota-se que os estudantes não cotistas são os principais beneficiários de uma turma mais heterogênea, frente aos seus colegas cotistas. Isto é, os resultados sugerem que a política de cotas adotada pela UFPB foi parcialmente benéfica aos seus usuários.

Tabela 8 – Peer effect da Turma por grande área para não cotistas

Variáveis	CA	CS	CET	CH	CCS A	Eng	LLA
	MQO						
Peer Effect (Turma)	0.61* **	0.72* **	0.81* **	0.58* **	0.86* **	0.76* **	0.47** *
Controles	(0.04) Sim	(0.02) Sim	(0.04) Sim	(0.03) Sim	(0.02) Sim	(0.03) Sim	(0.02) Sim
Observações	711	1093	750	1076	1794	937	1108
R ²	0.22	0.40	0.35	0.25	0.34	0.41	0.25
R ² Ajustado	0.21	0.39	0.34	0.24	0.33	0.41	0.24
F Statistic	17***	61.06* **	33.92 ***	30.72* **	76.61* **	55.12* **	30.69** *
	MQ2E						
Peer Effect (Turma)	-0.98	0.71* **	0.64* **	0.61* **	0.80* **	0.85* **	0.26* **
Controles	(0.84) Sim	(0.05) Sim	(0.10) Sim	(0.18) Sim	(0.18) Sim	(0.08) Sim	(0.14) Sim
Observações	711	1093	750	1076	1794	937	1108
R ²	- 0.95	0.40	0.33	0.25	0.33	0.41	0.21
R ² Ajustado	-0.98	0.39	0.32	0.24 0.33 0.40 0.20	0.33	0.40	0.20
Wald test	1.63 2*	21.77 *** 6.921 ** 13.61 *** 5.399 ***	10.61* **	5.09* *	6.921 **	13.61 ***	5.399 ***
Weak instruments test	6.01* **	402. 7***	176.8 1***	35.35 ***	46.42 ***	159.9 4***	41.22* **
Wu-Hausman test	9.30* **	5.14* *	4.49**	4.15**	3.10**	2.33*	2.29*

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

CA: Ciências Agrárias, CS: Ciências da Saúde, CET: Ciências Exatas e da Terra, CH: Ciências

Humanas, CCSA: Ciências Sociais Aplicadas, Eng: Engenharias, LLA: Linguística, Letras e Artes. Variáveis de controle: Ocupado, sexo, raça, origem escolar, escolaridade do pai e da mãe, proporção de cotistas em sala, idade, tempo de conclusão do ensino médio, estado civil e renda.

Por seu turno, as estimativas expressas na tabela 9 consideram os efeitos da capacidade média de cada grupo sobre o desempenho dos estudantes não cotistas. Observa-se que apenas a área de Linguística, Letras e Artes não apresenta *peer effect* estatisticamente significativo. Em relação as demais áreas, nota-se que a habilidade acadêmica média dos pares não cotistas oportuniza retornos acadêmicos positivos para seu próprio grupo, com destaque para área de engenharias. Esse resultado vai ao encontro dos apontamentos de Brunello, Paola e Scoppa (2010) e Carrell e West (2010), já que os cursos da referida área possui uma carga matemática expressiva. Entretanto, os resultados para Ciências Humanas discordam dos achados dos autores anteriormente citados, haja vista essa área não apresentar disciplinas quantitativas.

Já a capacidade média dos cotistas sobre os não beneficiários da ação afirmativa, aponta efeitos positivos apenas na área de Ciências da Saúde, enquanto Ciências Humanas e Engenharias têm efeitos negativos sobre a média final nas disciplinas cursadas pelos alunos não cotistas, ou seja, os calouros cotistas e não cotistas não se integram nas respectivas áreas.

Os resultados das tabelas 8 e 9, reforçam e indicam que os estudantes não cotistas foram os principais beneficiários da heterogeneidade das salas promovidas pelas políticas de cotas, dado que em seis áreas os efeitos são significativos para os pares gerais, e em quatro áreas o *peer effect* da turma é superior ao efeito dos não cotistas sobre seu próprio grupo.

Tabela 9 – Peer effect desagregado por grande área para não cotistas

Variáveis	CA	CS	CET	CH	CCSA	Eng	LLA
	MQO						
Peer Effect (Não Cotista)	0.64***	0.48** *	- 0.76** *	0.53** *	0.65* **	0.83* **	0.42* **
	(0.08)	(0.04)	(0.09)	(0.04)	(0.05)	(0.05)	(0.04)
Peer Effect (Cotista)	0.01	0.32** *	0.08	0.08** *	0.19* **	0.02	0.10* **
	(0.06)	(0.04)	(0.05)	(0.02)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	667	1023	96	1056	1777	711	884
R ²	0.24	0.43	0.32	0.25	0.33	0.46	0.26
R ² Ajustado	0.23	0.43	0.30	0.25	0.32	0.45	0.25
F Statistic	16.21** *	59.23* **	21.03* **	27.42* **	66.42* **	46.41* **	23.48* **
	MQ2E						
Peer Effect (Não cotista)	0.63* **	0.32***	0.39*	1.05* *	0.59** *	1.44* **	-2.10
	(0.24)	(0.19)	(0.21)	(0.42)	(0.22)	(0.17)	(1.93)
Peer Effect (Cotista)	-0.32	0.47**	0.19	-0.17**	0.19	-0.12*	0.23
	(0.24)	(0.19)	(0.13)	(0.08) (0.13)	(0.13)	(0.05)	(0.22)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	667	1023	96	1056	1777	711	884
R ²	0.14	0.42	0.28	0.42	0.16	0.31	-4.01
0.37							
0.36							

0.36							
0.							
R ² Ajustado	0.13	0.41 47	0.27	0.27	0.15	0.30	- 4.08
Wald test	3.69***	19.83* **	8.04** *	3.97* **	15.98* **	11.54* **	0.72
Weak instruments test	32.82**	185.20* **	78.20* **	27.37* **	137.27 ***	28.88* **	13.06* *
Weak instruments test	17.86** *	114.10* **	77.45* *	302.71 **	50.36* **	164.96 ***	48.02* *
Wu-Hausman test	2.31*	2.39*	2.33*	12.56* *	11.61* *	11.11 **	5.95**

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

F Statistic do MQO e Wald test do MQ2E.

CA: Ciências Agrárias, CS: Ciências da Saúde, CET: Ciências Exatas e da Terra, CH: Ciências Humanas, CCSA: Ciências Sociais Aplicadas, Eng: Engenharias, LLA: Linguística, Letras e Artes. Variáveis de controle: Ocupado, sexo, raça, origem escolar, escolaridade do pai e da mãe, proporção de cotistas em sala, idade, tempo de conclusão do ensino médio, estado civil e renda.

Em face dessa comprovação, as evidências obtidas por área de conhecimento reforçam os resultados anteriores, os quais sugerem a existência de segregação do *peer effect*. Em outras palavras, os resultados acadêmicos dos estudantes cotistas e não cotistas são maximizados apenas por colegas que ingressaram pela mesma modalidade. Acrescentam-se ainda os efeitos negativos que os estudantes não cotistas exercem sobre os colegas cotistas. Assim, não se observou ganhos e/ou benefícios acadêmicos em favor dos estudantes cotistas, fruto da interação com pares de maior nível acadêmico.

6. Considerações finais

O presente estudo teve como objetivo identificar e estimar o *peer effect* sobre o desempenho acadêmico dos estudantes cotistas e não cotistas da Universidade Federal da Paraíba, na presença de ações afirmativas. Para tanto, utilizou-se os microdados da referida instituição, tendo como corte temporal os anos de 2010 e 2011, dado que a UFPB passou a adotar políticas de reservas de

vagas às minorias no vestibular de 2011. A amostra foi composta apenas de calouros, tendo em conta a significativa aleatoriedade do vestibular, dado que os calouros não têm como realizar escolhas quanto aos docentes e seus colegas de sala. Desse modo, a contribuição do presente artigo reside em suprir a falta de evidências empíricas dos efeitos da interação entre estudantes do ensino superior com diferentes níveis de habilidades acadêmicas, fruto de políticas afirmativas.

Para alcançar o objetivo proposto, realizou-se uma análise preliminar das informações utilizadas, a qual evidenciou significativa diferença na nota média do vestibular entre estudantes cotistas e não cotistas, demonstrando haver um *gap* de habilidades acadêmicas, a qual pode refletir no desempenho dos colegas de classe. Estimou-se ainda três conjuntos de equações via MQ2E com a finalidade de identificar o *peer effect* na presença de cotas. A primeira procurou verificar os efeitos da capacidade média geral da turma independentemente da modalidade de ingresso em 2010 e 2011. Os resultados revelaram que apesar de positivos, o *peer effect* se reduziu para os estudantes da UFPB após a intervenção das ações afirmativas em 2011.

Em seguida, buscou-se estimar os efeitos do potencial acadêmico da turma, como também a influência da habilidade média dos colegas de classe que usaram a mesma modalidade de ingresso, como do grupo oposto, sobre os estudantes cotistas e não cotistas. No caso da qualidade média da turma, os resultados demonstraram que o *peer effect* é positivo para ambos os grupos em análise, porém, maior para os indivíduos não cotistas, bem como estes exercem efeitos negativos sobre os usuários da política de cotas. Outro achado relevante é o efeito positivo apenas dentro dos próprios grupos de cotistas e não cotistas, ou seja, os estudantes recebem suporte acadêmico apenas dos seus pares que ingressaram pela mesma modalidade.

O terceiro conjunto de equações diz respeito ao *peer effect* por grandes áreas do conhecimento. Consideradas as especificidades de cada campo de conhecimento, os resultados alcançados ratificam as conclusões anteriores, como também revelam uma segregação do *peer effect* entre os cotistas e não cotistas na UFPB. Em outras palavras, os estudantes se beneficiam academicamente apenas do seu próprio grupo, com exceção para a área das ciências da saúde, única a apresentar um efeito positivo entre ambos os grupos.

Diante disso, os resultados alcançados para a UFPB sugerem que no ensino

superior e na presença de ações afirmativas, a interação entre os estudantes usuários e não usuários da política de cotas aparentemente não promove ganhos acadêmicos a partir da capacidade/qualidade média de pares que ingressam por outra modalidade, mas apenas dos colegas do mesmo grupo, ou seja, evidenciou-se uma segregação do *peer effect*. Assim, as ações afirmativas se mostram eficientes na reserva de vagas no ensino superior, como visto em trabalhos anteriores. Não obstante, a política afirmativa, ao viabilizar a interação de estudantes com significativa diferença de habilidades acadêmicas, reduz os efeitos positivos de uma turma.

Desse modo, o presente artigo revela que a política de cotas não é suficiente para o sucesso acadêmico dos seus beneficiários, tendo em vista que a capacidade acadêmica inicial dos estudantes cotistas é inferior aos não cotistas, fruto de sua formação anterior (Veloso; Almeida, 2013). Isto posto, a política de reservas de vagas deve ser acompanhada por melhoras do ensino básico, com a finalidade de reduzir essa disparidade presente no início do ensino superior.

Referências

- AHN, T.; TROGDON, J. G. Peer delinquency and student achievement in middle school. *Labour Economics*, v. 44, p. 192–217, 2017.
- AJILORE, O.; AMIALCHUK, A.; EGAN, K. Alcohol consumption by youth: Peers, parents, or prices? *Economics & Human Biology*, v. 23, p. 76–83, 2016.
- ALEXANDER JR, C. N.; CAMPBELL, E. Q. Peer influences on adolescent educational aspirations and attainments. *American Sociological Review*, v. 29, n. 4, p. 568–575, 1964.
- ALI, M. M.; DWYER, D. S. Estimating peer effects in adolescent smoking behavior: a longitudinal analysis. *Journal of Adolescent Health*, v. 45, n. 4, p. 402–408, 2009.
- AMMERMUELLER, A.; PISCHKE, J.-S. Peer effects in European primary schools: evidence from the progress in international reading literacy study. *Journal of Labor Economics*, v. 27, n. 3, p. 315–348, 2009.
- 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, 2012.

BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Censo da Educação Superior 2018.

BRUNELLO, G.; PAOLA, M. D.; SCOPPA, V. Peer effects in higher education: Does the field of study matter? *Economic Inquiry*, v. 48, n. 3, p. 621–634, 2010.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

CARRELL, S. E.; WEST, J. E. Does professor quality matter? Evidence from random assignment of students to professors. *Journal of Political Economy*, v. 118, n. 3, p. 409–432, 2010.

DAFLON, V. T.; FERES JÚNIOR, J.; CAMPOS, L. A. Ações afirmativas raciais no ensino superior público brasileiro: um panorama analítico. *Cadernos de Pesquisa*, v. 43, n. 148, p. 302–327, 2013.

ESTEVAN, F.; GALL, T.; MORIN, L.-P. Redistribution without distortion: evidence from an affirmative action programme at a large Brazilian university. *The Economic Journal*, v. 129, n. 619, p. 1182–1220, 2018.

FIRPO, S.; JALES, H.; PINTO, C. Measuring peer effects in the Brazilian school system. *Applied Economics*, v. 47, n. 32, p. 3414–3438, 2015.

FORTIN, B.; YAZBECK, M. Peer effects, fast food consumption and adolescent weight gain. *Journal of Health Economics*, v. 42, p. 125–138, 2015.

GORTNER, P. J.; WEELE, J. J. Peer effects and risk sharing in experimental asset markets. *European Economic Review*, v. 116, p. 129–147, 2019.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. New York: Pearson Education Limited, 2012.

GWOZDZ, W.; SOUSA-POZA, A.; REISCH, L.; BAMMANN, K.; EIBEN, G.; KOURIDES, Y.; KOVÁČZ, É.; LAURIA, F.; KONSTABEL, K.; SANTALIESTRA-PASIAS, A.; VYNCKE, K.; PIGEOT, I. Peer effects on obesity in a sample of European children. *Economics & Human Biology*, v. 18, p. 139–152, 2015.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1251–1271, 1978.

JALES, H. B. Peer effects na educação no Brasil: evidência a partir dos dados do SAEB. 2010. 68 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio

Vargas, São Paulo, 2010.

LIEBER, E. M.; SKIMMYHORN, W. Peer effects in financial decision-making. *Journal of Public Economics*, v. 163, p. 37–59, 2018.

LIM, J.; MEER, J. How do peers influence BMI? Evidence from randomly assigned classrooms in South Korea. *Social Science & Medicine*, v. 197, p. 17–23, 2018.

LOH, C.-P. A.; LI, Q. Peer effects in adolescent bodyweight: evidence from rural China. *Social Science & Medicine*, v. 86, p. 35–44, 2013.

LOTT JR, J. R.; RAMSEYER, J. M.; STANDEN, J. Peer effects in affirmative action: Evidence from law student performance. *International Review of Law and Economics*, v. 31, n. 1, p. 1–15, 2011.

LYLE, D. S. Estimating and interpreting peer and role model effects from randomly assigned social groups at West Point. *Review of Economics and Statistics*, v. 89, n. 2, p. 289–299, 2007.

MCCOWAN, T. Expansion without equity: an analysis of current policy on access to higher education in Brazil. *Higher Education*, v. 53, n. 5, p. 579–598, 2007.

MCDILL, E. L.; COLEMAN, J. Family and peer influences in college plans of high school students. *Sociology of Education*, v. 38, n. 2, p. 112–126, 1965.

MENDES JUNIOR, A. A. F.; SOUZA, A. D. M. E.; WALTENBERG, F. D. Affirmative action and access to higher education in Brazil: the significance of race and other social factors. *Journal of Latin American Studies*, v. 48, n. 2, p. 301–334, 2016.

PEIXOTO, A.; RIBEIRO, E.; BASTOS, A.; RAMALHO, M. C. 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.

PEREIRA, J. I. R. Análise do impacto da implantação das cotas na nota ENADE 2008. 2013. 68 p. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2013.

SACERDOTE, B. Peer effects with random assignment: results for Dartmouth roommates. *Quarterly Journal of Economics*, v. 116, n. 2, p. 681–704, 2001.

SEKHRI, S. Affirmative action and peer effects: evidence from caste-based

reservation in general education colleges in India. *University of Virginia Working Paper* 23, 2011.

SILVA, A.; ALMEIDA, A.; LOMBARDI FILHO, S.; RAMALHO, H. Efeitos de políticas afirmativas sobre esforço e abandono: evidências a partir da Universidade Federal da Paraíba. IN: Anais do XXIV Encontro Regional de Economia, Anais, Fortaleza, 2019.

STROMBOTNE, K. L.; FLETCHER, J. M.; SCHLESINGER, M. J. Peer effects of obesity on child body composition. *Economics & Human Biology*, v. 34, p. 49–57, 2019.

VELLOSO, J. Cotistas e não-cotistas: rendimento de alunos da Universidade de Brasília. *Cadernos de Pesquisa*, v. 39, n. 137, p. 621–644, 2013.

VELOSO, T. C. M.; ALMEIDA, E. P. de. Evasão nos cursos de graduação da Universidade Federal de Mato Grosso, campus universitário de Cuiabá; um processo de exclusão. *Série-Estudos-Periódico do Programa de Pós-Graduação em Educação da UCDB*, n. 13, 2013.

WANG, H.; CHENG, Z.; SMYTH, R. Do migrant students affect local students' academic achievements in urban China? *Economics of Education Review*, v. 63, p. 64–77, 2018.

WHITE, H. Instrumental variables regression with independent observations. *Econometrica*, v. 50, n. 2, p. 483–499, 1982.

ZIMMERMAN, D. J. Peer effects in academic outcomes: evidence from a natural experiment. *Review of Economics and Statistics*, v. 85, n. 1, p. 9–23, 2003.