

# Avaliação das Políticas Afirmativas Sobre o *Peer Effect* no Ensino Superior: Análise Para Uma Universidade Brasileira

**Francisco Danilo da Silva Ferreira**

Doutorando em Economia Aplicada

Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba

ffdaniiloferreira@gmail.com

**Aléssio Tony Cavalcante Almeida**

Doutor em Economia Aplicada

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba

alessio@ccsa.ufpb.br

## Resumo

O artigo tem o objetivo de identificar e medir o *peer effect* sobre o desempenho acadêmico dos estudantes cotistas e não cotistas em uma universidade brasileira, especificamente, a Universidade Federal da Paraíba (UFPB), no período de 2010 e 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. A operacionalização da estratégia aplica o método dos Mínimos Quadrados em dois Estágios (MQ2E), consideram o problema da endogeneidade. Os resultados alcançados permitem evidenciar a redução do *peer effect* entre 2010 e 2011. Os resultados, similarmente, indicam uma segregação do *peer effect* entre os universitários, fornecendo suporte acadêmico apenas aos colegas que apresentam a mesma modalidade de ingresso, ressaltando, igualmente, que os estudantes não cotistas exercem efeitos negativos sobre os cotistas. Assim, as estimativas das áreas de conhecimento reforçam os resultados gerais.

**Palavras-chave:** *peer effect*. MQ2E. Capacidade acadêmica.

## Abstract

The paper has identify and measure the *peer effect* on the quota and non-quota students academic performance in Brazilian university, specifically, The Paraíba Federal University (UFPB), in the period 2010 and 2011. The estimates consider the classmate average academic ability effects on the disciplines individual performance, all courses initially being admitted and, posteriorly, the knowledge large areas. The strategy operationalization aplica the two-stage least squares (2SLS) method, consider the endogeneity problem. The achieved results allow evidence the *peer effect* reduction in between 2010 and 2011. The results, similarly, indicate a *peer effect* segregation between College students, providing academic support only to the colleagues what feature the ticket same type, underscoring, similarly, that the non-quota students exercise negative effects on the quota students. Therefore, the knowledge large areas estimates reinforce the general results.

**Keywords:** Peer Effects. 2SLS. Academic ability.

**Área 8:** Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças  
**Classificação JEL:** C36, C54, D04, I23

# 1 Introdução

Nas últimas décadas, 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 do Brasil. Essencialmente, as referidas políticas procuram garantir a igualdade de oportunidade, 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 (UERJ<sup>1</sup> e UENF<sup>2</sup>), e na Universidade de Brasília (UnB), tais políticas reservavam vagas a alunos egressos de escolas públicas, negros e indígenas. Nos anos seguintes, inúmeras instituições públicas de ensino superior (IES) passaram a adotar ações afirmativas nos processos de admissão. Segundo Daflon, 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, 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, ou seja, os mesmos não teriam nível educacional suficiente, tornando-se, assim, uma ameaça à qualidade do ensino superior (VELLOSO, 2013). Segundo 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 acima, 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, que por definição são 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* sobre o desempenho acadêmico dos estudantes cotistas e não cotistas em uma instituição pública de ensino superior brasileira, 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 alunos que cursaram e pertenceram respectivamente a mesma disciplina e turma, ou seja, compartilharam o mesmo

<sup>1</sup> Universidade Estadual do Rio de Janeiro

<sup>2</sup> Universidade Estadual do Norte Fluminense Darcy Ribeiro

ambiente de aprendizagem, permitindo verificar se a interação entre os beneficiários e não beneficiários influencia o desempenho dos mesmos. Para tanto, o presente trabalho parte de um modelo *linear-in-means*, onde o desempenho do aluno é explicado pelo desempenho médio de seu grupo de pares, além das características próprias.

Contudo, a estratégia acima sofre de endogeneidade proveniente da simultaneidade entre o desempenho do indivíduo e do grupo que o mesmo pertence, como apontado em Sacerdote (2001), Zimmerman (2003), Lyle (2007), Ahn e Trogdon (2017). Diante disto, para alcançar os resultados esperados, foi aplicado o método de Regressão de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) com erros-padrão robustos em *cluster*, o mesmo se traduz na utilização de variáveis instrumentais que, no caso do presente estudo trata-se da nota média no exame admissional, usado como um previsor da capacidade acadêmica anterior ao ingresso no ensino superior (ZIMMERMAN, 2003), (SEKHRI, 2011).

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, uma vez que a UFPB passou a utilizar ações afirmativas em seu processo admissional a partir de 2011, as informações de 2010 permitiu a comparação do *peer effect* nas turmas com cotistas e sem cotistas, como também solucionar o problema de viés de seleção. A identificação dos pares será viável, uma vez que os microdados da STI fornecem a identificação da turma e da disciplina ao qual cada aluno pertenceu. Ressalta-se ainda que a análise se restringe apenas aos calouros, tendo em vista a significativa aleatoriedade do vestibular, como também o conhecimento dos estudantes de seus resultados em períodos anteriores pode influenciar na escolha do colega de classe e do docente.

Ainda cabe apontar 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. Por outro lado, os resultados alcançados no presente trabalho podem ser tomados por outras instituições nordestinas para a toma de decisão quanto as políticas afirmativas, dado a similaridade da UFPB com as mesmas. A escolha pela UFPB, se deu também pela inviabilidade de se obter informações de todas as instituições públicas, 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, a discussão se restringe significativamente ao âmbito histórico, filosófico e pedagógico. Os escassos trabalhos empíricos, a exemplo de Pereira (2013), Peixoto et al. (2016), 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, como também 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). Contudo, 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 estudo visa contribuir com a literatura diante da falta de evidências empíricas a respeito dos efeitos da interação entre calouros universitários com diferentes níveis de habilidades acadêmicas, produto da política de cotas adotada na última década 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, como também a implementação de ações auxiliares a política de cotas.

Além dos aspectos introdutórios, o presente artigo ainda é composto por mais quatro seções, a seguir é apresentado a revisão da literatura do *peer effect*. Na sequência, é discutido a estratégia metodológica adotada para identificar o *peer effect*. Posteriormente, se apresentam os resultados alcançados. Na última seção, são expostos as principais considerações finais.

## 2 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) e em educação, dentro os primeiros trabalhos, destaca-se Jr e Campbell (1964), McDill e Coleman (1965), onde os mesmos encontram evidências de *peer effect* na decisão de ingressar na universidade.

A literatura ainda contempla a investigação de *peer effect* sobre o desempenho educacional, adotando diferentes estratégias. Ammermueller e Pischke (2009), Lavy, Silva e Weinhardt (2012) e Booij, Leuven e Oosterbeek (2017), analisaram respectivamente o *peer effect* em classes de escolas primárias, secundárias e universidade. Todos os autores encontraram *peer effect* significativo para alunos de baixa e média capacidade, porém, o efeito é pequeno ou inexistente para indivíduos de alta capacidade.

Por outro lado, Brunello, Paola e Scoppa (2010), Sacerdote (2001), Zimmerman (2003), realizaram estudos de *peer effect* em dormitórios universitários. Os resultados evidenciaram um efeito estatisticamente significativo sobre o desempenho dos pares. Contudo, Brunello, Paola e Scoppa (2010), ainda apontam que o efeito variar consideravelmente entre os campos de estudo, para calouros matriculados em ciências exatas os efeitos são significativamente maiores do que para os ingressantes de humanas e ciências sociais.

Um ambiente na presença de políticas afirmativas (efeitos do grupo racial), é analisado por Sekhri (2011) e Jr, Ramseyer e Standen (2011). Sekhri (2011), analisou a política de cotas na Índia, onde as castas inferiores são beneficiários da política. 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.

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 étnico melhora o desempenho de alunos pertencentes a este grupo, em vez disso, Jr, Ramseyer e Standen (2011) evidenciaram uma redução do desempenho das minorias, embora em um valor pequeno.

Outro ponto é a composição do grupo em relação ao gênero do indivíduos (LAVY; SCHLOSSER, 2011), (MORA; OREOPOULOS, 2011), (BUI, 2014), parte considerável dos estudos existentes encontram evidências de que os efeitos de gênero dos pares afetam significativamente o desempenho educacional, as principais escolhas, as taxas de graduação e o envolvimento em comportamentos de risco, com os efeitos nos estudantes do sexo masculino sendo um pouco maiores (FISCHER, 2017), (SACERDOTE, 2001), (HILL, 2017), (LAVY; SCHLOSSER, 2011).

## 3 Metodologia

A presente seção apresenta a estratégia metodológica adotada no presente 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.

### 3.1 Estratégia Empírica

#### 3.1.1 Mínimos Quadrados Em Dois Estágios

Desde sua criação, 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). Desta forma, haverá um efeito direto via  $\beta x$ , mas também um efeito indireto através do termo de erro  $\varepsilon$  (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Deste modo, caso se realize a estimação por MQO, os resultados estarão viesados (tendenciosos) e inconsistência (GREENE, 2012). Consequentemente, as estimações não refletiram 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 seria o Método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), o referido método emprega a técnica de variáveis intrumentais 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  $\varepsilon_i$  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 em uma turma, mas não entre as classes (WHITE, 1982).

Por outro lado, tendo por objetivo, 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 determinar se as diferenças são estatisticamente significantes. Caso as estimativas geradas por MQO e MQ2E 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 essencialmente que temos instrumentos fracos.

### 3.1.2 Modelo Empírico

O presente estudo almeja identificar e mensurar o *peer effect* sobre o desempenho dos beneficiários e não beneficiários das políticas de ações afirmativas na UFPB, para tanto, 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 pagaram a mesma disciplina, sendo está a variável que capta o *peer effect*,  $\mu_{jt}$  é o efeito fixo da turma e  $\varepsilon_{ijt}$  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, advinda da simultaneidade, entre a nota do aluno  $i$  ( $Y_{ijt}$ ) e a nota média do grupo que o mesmo pertence  $\bar{Y}_{ijt}$ . Assim, a literatura sobre *peer effect* aponta como solução uma medida de aprendizagem defasada dos pares como instrumento (SACERDOTE, 2001) e (ZIMMERMAN, 2003), ou seja, uma medida do nível de capacidade/habilidade acadêmica dos pares antes da interação dos mesmos, no presente caso, pretende-se utilizar a nota média obtida pelos alunos no exame de admissão (vestibular). Assim, a equação (3.7) assumira a seguinte forma no primeiro estágio:

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

Onde  $T_{ijt}$  representa a média final na disciplina do grupo que o aluno  $i$  pertence,  $X_{ijt}$  é o vetor de características do estudante  $i$ ,  $\bar{N}_{-it}$  corresponde a média da nota no exame de admissão do grupo que o indivíduo  $i$  pertence, sendo descartada a nota do próprio estudante  $i$ ,  $\mu_{jt}$  é o efeito fixo da turma e  $\varepsilon_{ijt}$  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 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, tendo assim 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 separados:

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

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, se tera duas equações. Assim, pretende-se verificar se a presença de cotista é benéfica ou não aos não cotistas, bem como o inverso.

Por outro lado, os modelos de *peer effect* podem sofrer com o problema de auto-seleção na formação dos grupos, ou seja, os indivíduos podem se auto selecionar para compor a turma, 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, assim esta norma gera variação quase aleatória na qualidade dos pares dos alunos admitidos.

## 3.2 Dados

As estimativas do presente trabalho se basearam em um conjunto de microdados administrativos da Superintendência de Tecnologia da Informação (STI) da UFPB, o qual reúne informações socioeconômicas dos alunos, bem como as notas de admissão, de desempenho durante o curso, modalidade <sup>3</sup> 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 ao qual cada estudante pertence, bem como se o mesmo ingressou por ampla concorrência ou por políticas afirmativas, assim pode se estabelecer os grupos de pares como os alunos que tiveram a mesma forma de ingresso, bem 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 a 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 autosseleção tão presente em medidas de *peer effect* (WANG; CHENG; SMYTH, 2018), tendo em vista que o calouro não escolhe o seu docente, bem como seus colegas de sala no primeiro semestre, o que

<sup>3</sup> A modalidade de ingresso tratada no presente artigo, refere-se ao ingresso por ampla concorrência ou por política de cotas.

pode ocorrer nos semestres subsequentes, visto que, tendo conhecimento dos seus desempenhos anteriores com determinados docentes e colegas de classe, o aluno poderá realizar uma autosseleção, gerando resultados inconsistentes (ZIMMERMAN, 2003), (CARRELL; WEST, 2010), (JR; RAMSEYER; STANDEN, 2011).

Quanto ao modelo descrito na sessão anterior, o mesmo emprega um vetor de características socioeconômicas dos estudantes ( $X_{ijt}$ ), composto pelas seguintes variáveis: idade, gênero, raça, escolaridade dos pais, renda da família, origem escolar, tendo de conclusão do ensino médio, estado civil e se o estande trabalha. Por sua vez, as notas de admissão serão tomadas como medida da capacidade acadêmica previa dos estudantes, bem como variável instrumental que permitira captar o *peer effect*. Por outro lado, as notas finais nas disciplinas serão empregadas como variável de resposta. Ainda se ressalta a necessidade da eliminação de indivíduos com falta de informações, tal como aqueles estudantes que apresentaram os seguintes *status* de matrícula: reprovado por falta, dispensado, trancado, excluída e cancelada, tendo em vista que estes estudantes não interagiram com os demais pares.

## 4 Resultados

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

### 4.1 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, bem 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

<b>Critérios</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>Variação</b>
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 tímido 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, trona-se cabível apontar a significativa participação dos pardos, bem como 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.

Do 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) a intervenção da política de cotas no vestibular.

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

<i>Grandes Áreas</i>	<i>Nota Média do Vestibular</i>						
	<i>Sem Cotas</i>		<i>Não Cotistas</i>		<i>Cotistas</i>		<i>Diferença</i>
	2010	Ingressantes	2011	Ingressantes	2011	Ingressantes	
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***
<b>UFPB</b>	<b>523</b>	<b>10.291</b>	<b>530.1</b>	<b>8492</b>	<b>494.2</b>	<b>1654</b>	<b>35,9***</b>

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

Os resultados da tabela 2, a princípio, sugerem que após a intervenção da política afirmativa na UFPB, a disputa por vagas de ampla concorrência se tornaram modestamente 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 posto, a universidade passou a selecionar por ampla concorrência, estudantes com maior potencial acadêmico, frente aos seus colegas beneficiários de ações afirmativas.

No que lhe concerne, 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, as informações da tabela 2, indicam 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 Jr, Ramseyer e Standen (2011).

Diante disto, os resultados preliminares sugerem que as ações afirmativas adotadas pela UFPB a partir 2011, elevaram a heterogeneidade das turmas, quanto ao potencial acadêmica dos estudantes, ou seja, os mesmos passaram a interagir em um ambiente mais diverso. Contudo, a literatura não aponta uma conclusão unanime quantos 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 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 evidencias desses efeitos no ensino superior brasileiro, tão pouco sua direção.



Assim, a próxima seção apresenta os resultados das estimações que procuram identificar e mensurar o *peer effect* na presença de políticas afirmativas na UFPB.

## 4.2 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, o qual tem o objetivo 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. Assim, estimou-se o *peer effect* via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) com erro padrão robusto, considerando-se *cluster* por turma para 2010 e 2011. Entretanto, o teste de *Wu-Hausman* apontou, categoricamente, que deve-se assumir as estimativas via MQ2E. Ressalta-se ainda, que o teste de instrumento fraco (*Weak instruments*) indicam que a média do vestibular é um bom instrumento.

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 uma 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 homogêneas, tendo em vista que a UFPB ainda não efetuava a reserva de vagas no vestibular de 2010.

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

<i>Variável</i>	<i>Média Final</i>			
	<i>MQO</i>		<i>MQ2E</i>	
	2010	2011	2010	2011
Peer Effect (Turma)	0.68*** (0.01)	0.73*** (0.01)	0.56*** (0.06)	0.42*** (0.09)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	12932	9972	12932	9972
R <sup>2</sup>	0.37	0.36	0.36	0.30
R <sup>2</sup> 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.

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.

Contudo, 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 disto, estimou-se o segundo conjunto de equações para os estudantes cotistas e não cotistas, tendo duas esquistificações, 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 os instrumentos usados são adequados.

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

<i>Variável</i>	<i>Cotistas</i>			
	<i>MQO</i>		<i>MQ2E</i>	
Peer Effect (Turma)	0.90*** (0.02)		0.39* (0.20)	
Peer Effect (Não Cotista)		0.13*** (0.03)		-0.49*** (0.18)
Peer Effect (Cotista)		0.71*** (0.02)		0.95*** (0.10)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	2296	2291	2296	2291
R <sup>2</sup>	0.45	0.54	0.34	0.44
R <sup>2</sup> Ajustado	0.45	0.54	0.34	0.44
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.

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* da turma é positivo, ou seja, a capacidade média da classe no geral exerce efeitos 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 induzido 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 torno 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 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 considerado 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

<i>Variável</i>	<i>Não Cotistas</i>			
	<i>MQO</i>		<i>MQ2E</i>	
Peer Effect (Turma)	0.69*** (0.01)		0.59*** (0.07)	
Peer Effect (Não Cotistas)		0.58*** (0.02)		0.58*** (0.14)
Peer Effect (Cotistas)		0.12*** (0.01)		0.07 (0.05)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	7676	6924	7676	6924
R <sup>2</sup>	0.35	0.34	0.34	0.33
R <sup>2</sup> 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.

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, ou seja, os colegas de classe ofertam apoio acadêmico apenas para os pares que usaram a mesma modalidade de ingresso, este resultado vai ao encontro das conclusões de Sekhri (2011) e Jr, Ramseyer e Standen (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 a interação em sala propiciada pela política de cotas podem não necessariamente produziu benefícios acadêmicos positivos e significativos a seus beneficiários na UFPB, pois, os mesmo não se conectam positivamente com pares que ingressam sem o uso da referida política, mesmo num ambiente integrado, como também visto em Arcidiacono e Vigdor (2010) e Sekhri (2011).

Por outro lado, tendo em vista, 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 erro padrão robusto 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 mesma reporta as estimativas do efeito da qualidade média da turma sobre os estudantes cotistas. A princípio, os resultados indicam que a capacidade média da turma oportuniza ganhos acadêmicos para os cotistas em apenas duas áreas: Engenharias e Ciências da Saúde, promovendo respectivamente ganhos de 0,84 e 0,55 pontos na média final das disciplinas cursadas. Por outro lado, as demais áreas não houve evidências estatísticas de que a capacidade média da classe influencia o resultado individual dos alunos cotistas.

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

<i>Variáveis</i>	<i>CA</i>	<i>CS</i>	<i>CET</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>Eng</i>	<i>LLA</i>
	<i>MQO</i>						
Peer Effect (Turma)	0.83*** (0.08)	0.80*** (0.05)	0.96*** (0.11)	0.71*** (0.07)	1.39*** (0.06)	0.90*** (0.04)	0.75*** (0.05)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	284	352	180	300	519	247	358
R <sup>2</sup>	0.37	0.45	0.43	0.32	0.48	0.65	0.39
R <sup>2</sup> 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***	38.95***	36.32***	18.76***
	<i>MQ2E</i>						
Peer Effect (Turma)	-2.49 (3.19)	0.55*** (0.10)	0.02 (0.38)	-5.61 (10.78)	-0.30 (0.90)	0.84*** (0.12)	-0.03 (0.43)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	284	352	180	300	519	247	357
R <sup>2</sup>	0.48	0.41	0.19	0.66	0.25	0.64	0.05
R <sup>2</sup> 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***	5.261**	5.19**

**Fonte:** Elaboração própria com base nos microdados do STI/UFPB. **Nota:** \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01.

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 examina os efeitos da habilidade acadêmica de cada grupo sobre os calouros cotistas, os resultados apresentados na tabela 7 revelam que os colegas não cotistas não promovem efeitos significativos sobre o desempenho dos seus colegas cotistas em nenhuma campo do conhecimento. Em contrapartida, o potencial acadêmico dos cotistas mostrou-se estatisticamente insignificativo em apenas duas áreas: Ciências Agrárias e ciências Humanas, nos demais campos de estudo, a capacidade acadêmica média dos pares cotistas viabiliza retornos na nota final das disciplinas para os componentes do seu grupo, sendo mais acentuado nas áreas de Ciências Exatas e da Terra, Ciências Sociais Aplicada e Ciências da Saúde. Diante disto, os resultados acima apontam que os ganhos acadêmicos dos beneficiários da ação afirmativa na UFPB derivam apenas do seu próprio grupo.

Tabela 7 – Peer effect desagregado por grande área para cotistas

<i>Variáveis</i>	<i>CA</i>	<i>CS</i>	<i>CET</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>Eng</i>	<i>LLA</i>
	<i>MQO</i>						
Peer Effect (Não cotista)	0.24** (0.10)	0.14* (0.08)	-0.33** (0.16)	0.28*** (0.09)	0.22*** (0.08)	0.12** (0.06)	0.13* (0.07)
Peer Effect (Cotista)	0.58*** (0.08)	0.67*** (0.07)	1.04*** (0.11)	0.46*** (0.05)	0.89*** (0.05)	0.76*** (0.05)	0.58*** (0.05)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	284	352	180	300	519	242	358
R <sup>2</sup>	0.42	0.52	0.58	0.43	0.57	0.75	0.48
R <sup>2</sup> 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***
	<i>MQ2E</i>						
Peer Effect (Não cotista)	4.32 (28.48)	-0.11 (0.29)	-0.63 (0.44)	-2.95 (3.82)	-0.43 (0.26)	0.29 (0.29)	-0.19 (0.24)
Peer Effect (Cotista)	7.81 (44.80)	0.71* (0.30)	1.14* (0.49)	0.53 (0.31)	1.06*** (0.15)	0.53* (0.24)	0.53*** (0.18)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	284	352	180	300	519	247	357
R <sup>2</sup>	-66.08	0.49	0.57	0.49	0.52	0.72	0.40
R <sup>2</sup> Ajustado	-66.07	0.47	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**	5.61**	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.

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 beneficiários da política de cotas. Para os mesmo, se examinado a habilidade acadêmica média da turma, apenas a área de Ciências Agrárias não se mostra estatisticamente significativa, nos demais campos de conhecimento o efeito é positivo, com destaque para as áreas ligadas a, engenharias, exatas, saúde e sociais aplicadas. Diante disto, 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.



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

Variáveis	CA	CS	CET	CH	CCSA	Eng	LLA
	<i>MQO</i>						
Peer Effect (Turma)	0.61*** (0.04)	0.72*** (0.02)	0.81*** (0.04)	0.58*** (0.03)	0.86*** (0.02)	0.76*** (0.03)	0.47*** (0.02)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	711	1093	750	1076	1794	934	1108
R <sup>2</sup>	0.22	0.40	0.35	0.25	0.34	0.41	0.25
R <sup>2</sup> 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***
	<i>MQ2E</i>						
Peer Effect (Turma)	-0.98 (0.84)	0.71*** (0.05)	0.64*** (0.10)	0.61* (0.18)	0.80*** (0.18)	0.85*** (0.08)	0.26* (0.14)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	711	1093	750	1076	1794	937	1108
R <sup>2</sup>	-0.95	0.40	0.33	0.25	0.33	0.41	0.21
R <sup>2</sup> Ajustado	-0.98	0.39	0.32	0.24	0.33	0.40	0.20
Wald test	1.632*	21.77***	10.61***	5.09**	6.921**	13.61***	5.399***
Weak instruments test	6.01*	402.7***	176.81***	35.35***	46.42***	159.94***	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.

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. Primeiramente, 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 áreas de engenharias, ciências Humanas.

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 tem efeitos negativos sobre a média final nas disciplinas cursadas pelos alunos não cotistas. A literatura, aponta alguns fatores que geram essa diferença de efeitos entre as áreas de conhecimento, dentre estas temos, o mercado de trabalho, os parâmetros de mensuração das notas e aptidão dos estudantes em se integrar com seus colegas de sala.

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

<i>Variáveis</i>	<i>CA</i>	<i>CS</i>	<i>CET</i>	<i>CH</i>	<i>CCSA</i>	<i>Eng</i>	<i>LLA</i>
	<i>MQO</i>						
Peer Effect (Não cotista)	0.64*** (0.08)	0.48*** (0.04)	0.76*** (0.09)	0.53*** (0.04)	0.65*** (0.05)	0.83*** (0.05)	0.42*** (0.04)
Peer Effect (Cotista)	0.01 (0.06)	0.32*** (0.04)	0.08 (0.05)	0.08*** (0.02)	0.19*** (0.03)	0.02 (0.03)	0.10*** (0.03)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	667	1,023	596	1,056	1,777	711	884
R <sup>2</sup>	0.24	0.43	0.32	0.25	0.33	0.46	0.26
R <sup>2</sup> 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***
	<i>MQ2E</i>						
Peer Effect (Não cotista)	0.63*** (0.24)	0.32*** (0.19)	0.39* (0.21)	1.05** (0.42)	0.59*** (0.22)	1.44*** (0.17)	-2.10 (1.93)
Peer Effect (Cotista)	-0.32 (0.24)	0.47** (0.19)	0.19 (0.13)	-0.17** (0.08)	0.19 (0.13)	-0.12* (0.05)	0.23 (0.22)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	667	1023	596	1056	1777	711	884
R <sup>2</sup>	0.14	0.42	0.28	0.42	0.16	0.31	-4.01
R <sup>2</sup> Ajustado	0.13	0.41	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.

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.

Brunello, Paola e Scoppa (2010) aponta que a diferença do *peer effect* por área de conhecimento podem ser geradas pelos possíveis retornos do mercado de trabalho, que afetam o esforço ideal dos alunos, independentemente da forma de admissão. Assim, campos do conhecimento com retornos salariais maiores, a exemplo de Engenharias e Ciências da Saúde, apresentam *peer effect* superiores as demais áreas para ambos os grupos, quando considerada a habilidade média da turma, como visto nas tabelas 6 e 8.

Em contrapartida, as áreas de Ciências Humanas e linguística, letras e arte, apesar de apresentarem *peer effect* para os cotistas e não cotistas respectivamente dentro do próprio grupo, quando considerado a capacidade da turma, as referidas áreas apresentam os menores efeitos ou não se encontram evidências da existência do *peer effect* acordo com Carrell e West (2010), este resultado pode ser explicado pela baixa aptidão em se trabalhar em grupo dessas áreas, dado as poucas oportunidades de interação. Reforçando o argumento anterior, Brunello, Paola e Scoppa (2010) lembra que cursos com maior carga matemática tem maior facilidade no compartilhamento das resoluções de problemas e exercícios melhorando o desempenho individual.

Em alternativa, o que também pode explicar as diferenças entre campos de estudo na intensidade do *peer effect* pode derivar não apenas da escolha ideal do esforço do estudante, bem como da facilidade de se trabalhar em grupo, como aponta Brunello, Paola e Scoppa (2010), mas de variações entre as áreas nos parâmetros que regulam o desempenho dos cursos que compõe o campo de estudo.

Diante disto, 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 furto da interação com pares de maior nível acadêmico. Desse modo, apesar de garantir a reserva de vagas e assim ampliar a participação de minorias na universidade, as ações afirmativas aparentam não se mostra benéfica aos seus usuários após a admissão no ensino superior.

## 5 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 na 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. Considerada as especificidades de cada campo de conhecimento, os resultados alcançados ratificam as conclusões anteriores, os quais 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 apresenta um efeito positivo entre ambos os grupos.

Diante disto, 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 mesma ao viabilizar a interação de estudantes com significativa diferença de habilidades acadêmicas, reduz os efeitos positivos de uma turma, bem como levam os seus usuários a serem deixados para trás.

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). À vista disso, 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*, Elsevier, v. 44, p. 192–217, 2017.
- AJLORE, O.; AMIALCHUK, A.; EGAN, K. Alcohol consumption by youth: Peers, parents, or prices? *Economics & Human Biology*, Elsevier, v. 23, p. 76–83, 2016.
- ALI, M. M.; DWYER, D. S. Estimating peer effects in adolescent smoking behavior: a longitudinal analysis. *Journal of Adolescent Health*, Elsevier, 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*, The University of Chicago Press, v. 27, n. 3, p. 315–348, 2009.
- ARCIDIACONO, P.; VIGDOR, J. L. Does the river spill over? estimating the economic returns to attending a racially diverse college. *Economic Inquiry*, Wiley Online Library, v. 48, n. 3, p. 537–557, 2010.
- BOOIJ, A. S.; LEUVEN, E.; OOSTERBEEK, H. Ability peer effects in university: Evidence from a randomized experiment. *The review of economic studies*, Oxford University Press, v. 84, n. 2, p. 547–578, 2017.
- BRUNELLO, G.; PAOLA, M. D.; SCOPPA, V. Peer effects in higher education: Does the field of study matter? *Economic Inquiry*, Wiley Online Library, v. 48, n. 3, p. 621–634, 2010.
- BUI, S. A. *How Do Limited English Proficient Students Affect Each Other's Educational Outcomes? Evidence from Student Panel Data*. [S.l.], 2014.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. [S.l.]: 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*, The University of Chicago Press, v. 118, n. 3, p. 409–432, 2010.
- DAFLON, V. T.; JÚNIOR, J. F.; CAMPOS, L. A. Ações afirmativas raciais no ensino superior público brasileiro: um panorama analítico. *Cadernos de Pesquisa*, SciELO Brasil, 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*, Oxford University Press, v. 129, n. 619, p. 1182–1220, 2018.
- FIRPO, S.; JALES, H.; PINTO, C. Measuring peer effects in the brazilian school system. *Applied Economics*, Taylor & Francis, v. 47, n. 32, p. 3414–3438, 2015.
- FISCHER, S. The downside of good peers: How classroom composition differentially affects men's and women's stem persistence. *Labour Economics*, Elsevier, v. 46, p. 211–226, 2017.
- FORTIN, B.; YAZBECK, M. Peer effects, fast food consumption and adolescent weight gain. *Journal of health economics*, Elsevier, v. 42, p. 125–138, 2015.

- GORTNER, P. J.; WEELE, J. J. van der. Peer effects and risk sharing in experimental asset markets. *European Economic Review*, Elsevier, v. 116, p. 129–147, 2019.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. New York: Pearson Education Limited, 2012.
- GWOZDZ, W. et al. Peer effects on obesity in a sample of european children. *Economics & Human Biology*, Elsevier, v. 18, p. 139–152, 2015.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, JSTOR, p. 1251–1271, 1978.
- HILL, A. J. State affirmative action bans and stem degree completions. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 57, p. 31–40, 2017.
- JALES, H. B. *Peer effects na educação no Brasil: evidência a partir dos dados do SAEB*. Tese (Doutorado), 2010.
- JR, C. N. A.; CAMPBELL, E. Q. Peer influences on adolescent educational aspirations and attainments. *American Sociological Review*, JSTOR, p. 568–575, 1964.
- JR, J. R. L.; RAMSEYER, J. M.; STANDEN, J. Peer effects in affirmative action: Evidence from law student performance. *International Review of Law and Economics*, Elsevier, v. 31, n. 1, p. 1–15, 2011.
- JUNIOR, A. A. F. M.; 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*, Cambridge University Press, v. 48, n. 2, p. 301–334, 2016.
- LAVY, V.; SCHLOSSER, A. Mechanisms and impacts of gender peer effects at school. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 3, n. 2, p. 1–33, 2011.
- LAVY, V.; SILVA, O.; WEINHARDT, F. The good, the bad, and the average: Evidence on ability peer effects in schools. *Journal of Labor Economics*, University of Chicago Press Chicago, IL, v. 30, n. 2, p. 367–414, 2012.
- LIEBER, E. M.; SKIMMYHORN, W. Peer effects in financial decision-making. *Journal of Public Economics*, Elsevier, 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*, Elsevier, v. 197, p. 17–23, 2018.
- LOH, C.-P. A.; LI, Q. Peer effects in adolescent bodyweight: Evidence from rural china. *Social Science & Medicine*, Elsevier, v. 86, p. 35–44, 2013.
- LYLE, D. S. Estimating and interpreting peer and role model effects from randomly assigned social groups at west point. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, 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*, Springer, 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*, JSTOR, p. 112–126, 1965.
- MORA, T.; OREOPOULOS, P. Peer effects on high school aspirations: Evidence from a sample of close and not-so-close friends. *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 30, n. 4, p. 575–581, 2011.
- PEIXOTO, A. d. L. A. et al. Cotas e desempenho acadêmico na ufba: um estudo a partir dos coeficientes de rendimento. *Avaliação: Revista da Avaliação da Educação Superior*, SciELO Brasil, v. 21, n. 2, 2016.



- PEREIRA, J. I. R. Análise do impacto da implantação das cotas na nota enade 2008. 2013.
- SACERDOTE, B. Peer effects with random assignment: Results for dartmouth roommates. *The Quarterly journal of economics*, MIT Press, 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*. Retrieved February, v. 23, p. 2014, 2011.
- SILVA, A. F. d. et al. Efeitos de políticas afirmativas sobre esforço e abandono: Evidências a partir da universidade federal da paraíba. *XXIV Encontro Regional de Economia*, Anais, 2019.
- STROMBOTNE, K. L.; FLETCHER, J. M.; SCHLESINGER, M. J. Peer effects of obesity on child body composition. *Economics & Human Biology*, Elsevier, 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*, Elsevier, v. 63, p. 64–77, 2018.
- WHITE, H. Instrumental variables regression with independent observations. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 483–499, 1982.
- ZIMMERMAN, D. J. Peer effects in academic outcomes: Evidence from a natural experiment. *Review of Economics and statistics*, MIT Press, v. 85, n. 1, p. 9–23, 2003.