

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA - UFJF**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PPGE**

**O EFEITO DOS PARES SOBRE O DESEMPENHO ESCOLAR DE ALUNOS**  
**DO ENSINO FUNDAMENTAL**

**Filipe Rodrigues Vianna**

**JUIZ DE FORA**  
**2017**

**Filipe Rodrigues Vianna**

**O EFEITO DOS PARES SOBRE O DESEMPENHO ESCOLAR DE ALUNOS  
DO ENSINO FUNDAMENTAL**

Dissertação apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, na área de concentração em Economia Social e do Trabalho, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Orientador: Ricardo da Silva Freguglia

Coorientador: Marcelo Arbex

**JUIZ DE FORA**

**2017**

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Vianna, Filipe Rodrigues.

O efeito dos pares sobre o desempenho escolar de alunos do ensino fundamental / Filipe Rodrigues Vianna. -- 2017.

81 f. : il.

Orientador: Ricardo da Silva Freguglia

Coorientador: Marcelo Aarestrup Arbex

Dissertação (mestrado acadêmico) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia, 2017.

1. Educação. 2. Variável instrumental. 3. Efeito dos pares. I. Freguglia, Ricardo da Silva, orient. II. Arbex, Marcelo Aarestrup, coorient. III. Título.


**Filipe Rodrigues Vianna**


**O EFEITO DOS PARES SOBRE O DESEMPENHO ESCOLAR DE ALUNOS  
DO ENSINO FUNDAMENTAL**

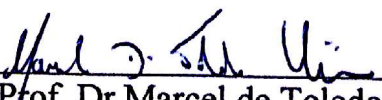
Dissertação apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, na área de concentração em Economia Social e do Trabalho, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

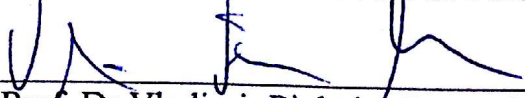
Aprovada em:

**BANCA EXAMINADORA**

  
\_\_\_\_\_  
Prof. Dr. Ricardo da Silva Freguglia - Orientador  
Universidade Federal de Juiz de Fora

  
\_\_\_\_\_  
Prof. Dr. Marcelo Arbex - Coorientador  
Universidade de Windsor

  
\_\_\_\_\_  
Prof. Dr. Marcel de Toledo Vieira  
Universidade Federal de Juiz de Fora

  
\_\_\_\_\_  
Prof. Dr. Vladimir Pinheiro Ponczek  
Escola de Economia de São Paulo – FGV

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço, por tudo, à minha família, ao meu amor e aos meus amigos. Agradeço aos professores Ricardo Freguglia, Marcelo Arbex e Marcel Vieira por todas as orientações, sugestões e apoio. Agradeço também ao Igor Procópio e ao André Suriane pela grande colaboração.

## RESUMO

Essa dissertação tem o objetivo de identificar e mensurar o efeito dos pares sobre o desempenho escolar, medido pela proficiência em testes de Português e Matemática, de alunos de 1ª à 4ª série do Ensino Fundamental, de escolas públicas e privadas participantes do Estudo Longitudinal Geração Escolar (GERES, 2005-2008). A base de dados do GERES acompanha alunos ao longo da primeira etapa do ensino fundamental e fornece, além das informações dos alunos, informações sobre escolas, professores e diretores. O estudo parte de um modelo linear onde o desempenho escolar dos alunos é explicado pelo desempenho médio de seu grupo de pares, além de características próprias e pela média das características de seu grupo. O método aplicado, proposto por Lee (2007) utiliza variações no tamanho dos grupos e desvios das características em relação à média para a identificação dos efeitos. Os resultados são obtidos pelo estimador de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS), utilizando os instrumentos propostos por Bramoullé, Djebbari e Fortin (2009). As regressões foram feitas para cada etapa do GERES, com o intuito de verificar a evolução dos coeficientes ao longo do tempo. Além disso, comparam-se os resultados obtidos com o uso de uma amostra de dados em painel balanceada e uma base de dados não balanceada, em que se aproveita informações de alunos com informações faltantes através de uma correção proposta por Davezies et al. (2009). Seja usando a amostra balanceada, seja usando a amostra não balanceada, os resultados indicam que os alunos são negativamente impactados pelos pares que possuem desempenho escolar superior. As características contextuais do grupo de pares também exercem influência sobre o desempenho escolar, sendo o nível socioeconômico e o gênero dos alunos as características mais importantes.

Palavras – chave: Educação, Efeito dos Pares, Variável Instrumental

## ABSTRACT

This dissertation aims to identify and measure the peer effects on scholar performance of students, measured by proficiency in Portuguese and Mathematics tests, from 1st to 4th grades of public and private schools who attended the Estudo Longitudinal Geração Escolar (GERES, 2005-2008). The GERES database follows students throughout the first stage of elementary school and provides, apart from the students' information, data about schools, teachers and principals. The study starts from a linear model where the students' performance is explained by the average performance of his/her peer group, as well as his/her own characteristics and average characteristics of his/her group. The applied method - proposed by Lee (2007) - uses variations in the size of the groups and deviations of the characteristics from the mean as well, in order to identify the peer effects. The coefficients are estimated through the Two-Stage Least Squares (2SLS) estimator, using the instruments proposed by Bramoullé, Djebbari and Fortin (2009). The regressions consider each wave of the GERES to verify the change of the coefficients over time. Further, we compare the results between a balanced database with an unbalanced database, where the correction method follows Davezies et al. (2009). In both samples, the results show that the average performance of the peers negatively impacts student's performances. The background characteristics of the peer group also influence school performance, specifically the socioeconomic level and the gender of the students.

Key-words: Education, Peer Effects, Instrumental Variable

## Lista de Tabelas

Tabela 1: Comparação entre Censo Escolar (2003) e amostra do GERES.....	33
Tabela 2: Nível socioeconômico por município .....	52
Tabela 3: Nível socioeconômico por grupo racial .....	53
Tabela 4: Estatísticas descritivas.....	53
Tabela 5: Tamanho dos grupos (painel não balanceado).....	54
Tabela 6: Tamanho dos grupos (painel balanceado).....	55
Tabela 7: Variação within turmas .....	56
Tabela 8: Resultado OLS - Matemática (não balanceado).....	56
Tabela 9: Resultado OLS - Português (não balanceado) .....	57
Tabela 10: Primeiro estágio - Matemática .....	58
Tabela 11: Primeiro Estágio - Português .....	59
Tabela 12: Correlação de Pearson (não balanceado) .....	60
Tabela 13: Teste Sargan (não balanceado).....	60
Tabela 14: Teste Stock e Yogo (não balanceado).....	61
Tabela 15: Segundo estágio – Matemática (não balanceado) .....	62
Tabela 16: Segundo estágio – Português (não balanceado).....	63
Tabela 17: Resultado OLS - Matemática (balanceado) .....	64
Tabela 18: Resultados OLS - Português (balanceado).....	65
Tabela 19: Primeiro estágio – Matemática (painel balanceado) .....	66
Tabela 20: Primeiro estágio – Português (painel balanceado).....	67
Tabela 21: Correlação de Pearson (balanceado) .....	67
Tabela 22: Teste Sargan (balanceado) .....	68
Tabela 23: Teste Stock e Yogo (balanceado).....	68
Tabela 24: Segundo estágio – Matemática (painel balanceado) .....	70
Tabela 25: Segundo estágio – Português (painel balanceado).....	71



## Lista de Gráficos

Gráfico 1: Evolução da proficiência média.....	47
Gráfico 2: Evolução da proficiência média em cada município .....	48
Gráfico 3: Evolução da proficiência média de acordo com o gênero do aluno .....	49
Gráfico 4: Evolução da proficiência média de acordo com a raça do aluno .....	50
Gráfico 5: Densidade Kernel das proficiências em matemática e português.....	51
Gráfico 6: Distribuição de densidade da variável NSE.....	52
Gráfico 7: Histograma tamanho da turma – matemática não balanceado.....	78
Gráfico 8: Histograma tamanho da turma – português não balanceado .....	79
Gráfico 9: Histograma tamanho da turma – matemática não balanceado.....	80
Gráfico 10: Histograma tamanho da turma – matemática não balanceado.....	81

## Lista de Quadros

Quadro 1: Trabalhos empíricos sobre efeito dos pares na educação (continua) .....	26
Quadro 2: Trabalhos sobre efeito dos pares na área de educação que consideram a network do indivíduo .....	30
Quadro 3: Escala de proficiência GERES - Português .....	35
Quadro 4: Escala de proficiência GERES - Matemática .....	36
Quadro 5: Variáveis do cálculo do nível socioeconômico.....	37

## Sumário

1. Introdução.....	11
2. Efeito dos Pares .....	14
2.1. Primeiros trabalhos sobre efeito dos pares .....	14
2.2. Efeito dos pares e seus mecanismos .....	16
2.3. Efeito dos pares e desafios empíricos.....	17
2.4. Identificação do efeito dos pares através da variação no tamanho do grupo .....	28
3. Base de dados .....	31
4. Método .....	38
4.1. Identificação através da variação no tamanho dos grupos .....	39
4.2. Tratamento de dados faltantes .....	43
4.3. Proposta de instrumentos.....	44
5. Resultados .....	47
5.1. Análise descritiva .....	47
5.2. Resultados das estimações.....	53
6. Conclusão.....	72
7. Referências bibliográficas .....	74
Anexo .....	78
A.1. Histogramas do tamanho das turmas .....	78

## 1. Introdução

A literatura econômica reconhece que a educação é um fator de grande importância para o desenvolvimento da sociedade<sup>1</sup>. A educação, como fonte de acumulação de capital humano via escola, leva os indivíduos a um melhor desenvolvimento de suas habilidades cognitivas e não cognitivas. Isso, por sua vez, pode impactar em diversos aspectos como salários, saúde, criminalidade, natalidade, estrutura familiar, entre outros (CARNEIRO e HECKMAN, 2003). Pela importância da educação e o papel da escola, estudos, como o de Coleman et al. (1966), buscaram conhecer melhor o que determina o desempenho dos alunos.

O conhecimento a respeito dos determinantes do desempenho escolar e das relações dos insumos na função de produção educacional é de suma importância para a elaboração e avaliação de políticas educacionais e para a melhor alocação dos recursos escolares. Entre os determinantes apontados pela literatura, como insumos familiares (nível socioeconômico e educacional dos pais, incentivos familiares, etc.), insumos escolares (infraestrutura, material didático, qualidade do professor, etc.) estão os efeitos gerados pelas relações entre os alunos.

A relação entre os indivíduos, seja entre familiares, vizinhos, colegas de trabalho, colegas de classe, ou em diversas outras relações sociais entre dois ou mais indivíduos, gera uma influência mútua, em que uma pessoa é influenciada pelo grupo ao mesmo tempo em que também influencia os demais. O efeito dessas influências é conhecido na literatura como efeito dos pares (*peer effects*). O efeito dos pares é considerado em diversos aspectos, como criminalidade, gravidez na adolescência, uso de drogas, abandono escolar, aspirações educacionais, e entre outros, o desempenho escolar<sup>2</sup>.

Em um ambiente escolar, o efeito dos pares pode surgir de fontes distintas, por exemplo, quando um aluno tira a atenção dos demais durante uma explicação ou quando explica uma matéria que o colega não entendeu. Ou quando o aluno é incentivado a agir de determinada forma e adotar certos hábitos devido a uma norma social do grupo de convívio. Ou ainda, quando um professor consegue adequar melhor o seu nível de ensino em relação ao nível da turma.

De acordo com Manski (1993), o efeito dos pares pode ser endógeno ou contextual. O efeito é dito endógeno quando o comportamento de um indivíduo é influenciado pelo comportamento do grupo. O efeito é contextual (ou exógeno) quando o comportamento do

---

<sup>1</sup> Ver, por exemplo, Mincer (1958) e Lucas (1988).

<sup>2</sup> Ver Durlauf (2004).

indivíduo é influenciado pelas características de seu grupo de pares, como raça, etnia e nível socioeconômico.

A identificação e mensuração dos efeitos dos pares exige um grande esforço econométrico. Primeiramente, existe uma grande preocupação em relação ao viés de seleção. Assim, se em um grupo existem muitos alunos com alto nível de aprendizado, muitos observadores podem atribuir o alto desempenho ao fato do aluno pertencer ao grupo, sendo que na realidade, o alto desempenho escolar seria a razão do aluno pertencer ao grupo. Outra questão importante refere-se ao modelo básico considerado pela literatura, que é o modelo *linear-in-means*. O modelo impõe que alguma variável referente ao aluno, vamos supor, a proficiência do aluno, seja afetada linearmente pela média da proficiência do grupo. Por fim, temos o problema de simultaneidade que ocorre pelo fato de que, o aluno é afetado pelo grupo, mas ao mesmo tempo afeta o grupo. Esse problema também é chamado de “problema de reflexo” (*reflection problem*) ou problema de endogeneidade (MANSKI, 1993; MOFFIT, 2001). Como veremos mais adiante, esse problema impede a identificação dos parâmetros no modelo *linear-in-means*.

O principal objetivo dessa dissertação consiste em identificar o efeito dos pares sobre o desempenho escolar de alunos do ensino fundamental. Especificamente, o estudo busca verificar se o desempenho escolar dos alunos, medido pelos testes de proficiência em Português e Matemática é afetado por efeitos endógenos, medido pela proficiência média dos pares do aluno e por efeitos contextuais, medido pelas características médias dos pares do aluno. A identificação desses efeitos é feita através do método proposto por Lee (2007) que consiste em utilizar o tamanho dos grupos e os desvios das características dos grupos em relação a sua média para identificar os parâmetros. Os resultados são obtidos pelo estimador 2SLS, onde os instrumentos utilizados são sugeridos por Bramoullé, Djebbari e Fortin (2009), que expandem a análise de Lee (2007).

Conhecer o impacto das influências dos pares e o comportamento desses efeitos entre alunos de diferentes características e níveis de habilidade é crucial para o desenvolvimento de algumas políticas educacionais, permitindo uma maior exploração de efeitos multiplicadores. Esse conhecimento também é útil para as escolas adotarem a melhor forma de alocação dos alunos entre as turmas, já que a composição das turmas passa a afetar o desempenho dos alunos na presença de efeito dos pares.

Assim, o estudo contribui para a literatura sobre efeito dos pares no Brasil, tema ainda incipiente no país. Além disso, como já destacado, o tema é de interesse para formuladores de

políticas educacionais, podendo contribuir para uma melhor alocação de recursos e alunos, visando aumentar a produção educacional.

A dissertação conta com dados longitudinais do projeto GERES 2005 (Estudo Longitudinal da Geração Escolar 2005), que acompanha alunos de 1ª à 4ª série<sup>3</sup> do Ensino Fundamental, matriculados em escolas, tanto da rede pública quanto particular de cinco municípios brasileiros: Belo Horizonte (MG), Rio de Janeiro (RJ), Salvador (BA), Campo Grande (MS) e Campinas (SP). A base do GERES fornece informações sobre o aluno, sobre os pais do aluno, professores, diretores e características das escolas, além das notas obtidas nos testes de Matemática e Português. Vale ainda destacar que as proficiências em Matemática e Português devem ser analisadas separadamente, pois foram adotadas escalas de proficiência diferentes em cada disciplina (BROOKE e BONAMINO, 2011).

A identificação dos pares na base do GERES é possível pois fornece a identificação de qual turma cada aluno pertence em cada uma das ocasiões<sup>4</sup>. As turmas são identificadas por um código. Os alunos são identificados por um código de aluno. Dessa forma, fazendo a hipótese de que os alunos interagem em grupos e definindo os grupos como alunos de uma mesma turma e graças à variação no tamanho dos grupos, o GERES pode ser explorado para a identificação do efeito dos pares.

Apesar de ser uma base de dados ainda pouco explorada e existirem poucas bases de dados longitudinais educacionais no Brasil, o GERES possui algumas limitações, como o número elevado de informações faltantes e a não aplicação dos questionários em todas as etapas, o que faz com que algumas informações não variem ao longo do tempo. Com o intuito de aproveitar ao máximo as informações disponíveis, utiliza-se um método de correção dos dados proposto por Davezies et al. (2009)<sup>5</sup>, o que implica a utilização de um painel desbalanceado. Os resultados obtidos a partir desse método são comparados com os resultados obtidos a partir da utilização da base balanceada, porém, como veremos adiante, para o balanceamento, grande parte dos dados são eliminados.

Após essa introdução, o capítulo 2 traz uma revisão da literatura sobre efeito dos pares. O capítulo 3 apresenta as bases de dados do projeto GERES, as variáveis que serão utilizadas e

---

<sup>3</sup> Na época em que se deu início ao projeto GERES, o ensino fundamental se iniciava na chamada 1ª série do ensino fundamental, que corresponde ao que atualmente é chamado de 2º ano do ensino fundamental. Essa mudança ocorreu em 2006, quando o Senado aprovou o Projeto de lei nº 144/2005 que estabelece a duração mínima de 9 anos para o Ensino Fundamental e em fevereiro de 2006 o Presidente da República sancionou a lei nº 11.274 que regulamenta o Ensino Fundamental de 9 anos.

<sup>4</sup> São chamadas ocasiões nesse estudo os momentos em que foram aplicados testes. Os testes foram aplicados no início e no fim da primeira série e no final das demais séries até a 4ª, totalizando 5 ocasiões.

<sup>5</sup> A inspiração para a utilização desse método vem do estudo de Boucher et al. (2014).

algumas estatísticas descritivas. O capítulo 4 apresenta o método utilizado para a identificação do efeito dos pares. O capítulo 5 traz uma análise descritiva das variáveis utilizadas no modelo e os resultados obtidos. O capítulo 6 conclui o estudo, apontando algumas limitações e sugestões para pesquisas futuras.

## **2. Efeito dos Pares**

Essa seção apresenta uma revisão da literatura sobre o efeito dos pares. A primeira subseção traz alguns dos primeiros estudos que investigaram os efeitos das relações entre os alunos e seus pares. A segunda subseção aborda parte da literatura que investiga os mecanismos em que os efeitos dos pares influenciam as decisões e o desempenho dos alunos. Por fim apresentamos a literatura mais recente, abordando os principais desafios econométricos e as propostas de solução.

### *2.1. Primeiros trabalhos sobre efeito dos pares*

O efeito causado pelas relações sociais entre os alunos e seus colegas vem sendo estudado há décadas e em áreas distintas, como sociologia, psicologia e economia. Alguns dos primeiros trabalhos na área de educação - Hall e Willerman (1963), Alexander e Campbell (1964), Krauss (1964), McDill e Coleman (1965) - buscaram verificar se as aspirações dos indivíduos e a decisão de ingresso em uma Universidade são influenciadas pelas decisões, aspirações e características de seus amigos. A contribuição desses estudos está na detecção de uma relação significativa, indicando que existe uma correlação não espúria entre as aspirações dos indivíduos e as aspirações de seus amigos.

Avançando em relação aos trabalhos anteriores, Durcan, Haller e Portes (1968) tentam elaborar um modelo para tentar verificar como as aspirações educacionais e ocupacionais são afetadas por indicadores observados, como status socioeconômico das famílias e “inteligência” (medida pelos resultados em testes de proficiência), tanto do indivíduo quanto de seus pares. Os dados são de alunos do ensino médio com dezessete anos de idade matriculados em escolas do condado de Lenawee, no estado de Michigan. Os autores usam o método de mínimos quadrados em dois estágios e encontram efeitos positivos desses indicadores. No entanto, os próprios autores destacam algumas limitações das estimações, tanto em relação à base de dados

quanto em relação ao método, destacando, por exemplo, possíveis problemas de omissão de variáveis importantes e simultaneidade.

No famoso trabalho de Coleman et al. (1966), foi realizada uma ampla pesquisa abrangendo cerca de 3000 escolas e mais de 600.000 alunos dos Estado Unidos, obtendo informações que incluíam características dos alunos, das escolas, professores e diretores. Entre os principais resultados encontrados está o fato de que o desempenho escolar do aluno é fortemente afetado pela influência de seus pares, sendo esses efeitos superiores inclusive aos efeitos da escola sobre o desempenho.

Entretanto, esses resultados foram fortemente criticados. Segundo Bowles e Levin (1968), existem diversos problemas como erros de medida em algumas variáveis, omissão de variáveis importantes, base de dados com informações faltantes, entre outros fatores que acometem viés nas estimativas. Hanushek e Kain (1972) também criticam o trabalho alertando para problemas de má especificação do modelo. Segundo os autores, a base de dados, apesar de grande, sofre com problemas de dados faltantes (por não resposta). Além disso, os questionários são frágeis pois, apesar de conterem perguntas sobre a existência de alguns atributos escolares, existe pouca informação sobre a qualidade desses fatores.

Summers e Wolfe (1977) estimam uma função de produção educacional, através de um modelo uniequacional, levando em consideração dados que acompanham a história dos alunos da terceira à sexta série do ensino fundamental. Os dados são do distrito escolar da Filadélfia. A função educacional leva em consideração insumos familiares e individuais (como renda, raça, sexo e QI), insumos escolares (como a quantidade de livros por aluno e tamanho da classe), qualidade dos professores (experiência do professor) e o efeito dos pares, medido por características média do grupo de pares (como raça e nível de aprendizado). As autoras encontram evidências de que alunos com baixo desempenho acadêmico são afetados positivamente por alunos com alto desempenho escolar, no entanto, alunos com desempenho acima do nível da classe não são afetados.

Utilizando dados de alunos de Montreal e o QI médio dos colegas de classe como medida do efeito dos pares, Henderson, Mieszkowski e Sauvageau (1978) também encontram evidências de que todos os estudantes têm ganhos de aprendizado se colocados em turmas com maior média de aprendizado. Outra importante evidência encontrada no estudo é de que o efeito dos pares é não linear. Resultados semelhantes são encontrados por Robertson e Symons (1996). Os autores encontraram evidências de que os efeitos dos pares são positivos e não lineares. O aprendizado dos indivíduos aumenta com um acréscimo na qualidade média da turma, mas esse incremento é decrescente em relação à qualidade média da classe. A



concavidade do efeito dos pares indica que a mistura de alunos bons e ruins em uma turma é benéfica para a maximização do aprendizado agregado. Isso ocorre porque a perda de aprendizado dos melhores estudantes será compensada pelo ganho de aprendizado dos piores alunos.

## *2.2. Efeito dos pares e seus mecanismos*

Muitos trabalhos que buscam testar a presença dos efeitos dos pares se preocupam com os desafios empíricos na identificação dos modelos, e acabam deixando de lado um olhar mais profundo em relação aos mecanismos que fazem com que as relações entre os membros do grupo afetem o desenvolvimento dos indivíduos que ao grupo pertencem (ERBRING e YOUNG, 1979). Conhecer os mecanismos é de suma importância para o desenvolvimento de políticas e também para definir a alocação ótima dos alunos.

Um estudante passa boa parte do seu dia em convívio com outros estudantes dentro de uma escola e principalmente dentro da sala de aula. Nesse convívio, os indivíduos passam a se influenciar mutuamente em diversos aspectos, entre eles, no aprendizado. Hanushek et al. (2001) observam que, assim como a família, os colegas podem ser fonte de inspiração, motivação além de terem interações diretas, quando um aluno ensina ou desvirtua o outro.

Segundo Vigdor e Nechyba (2004), quando um determinado estudante está em uma sala de aula com colegas de maior habilidade, o professor pode estar mais disposto ou capaz de fornecer instrução individual, ou gastar uma fração maior de tempo em tarefas educacionais. A exposição a colegas mais dedicados também podem incentivar hábitos de estudo de longo prazo mais favoráveis ou outras características relativamente permanentes. Por outro lado, efeitos negativos podem surgir quando um aluno de baixa habilidade toma maior tempo do professor, ou quando resolve conversar durante uma explicação e tira a atenção dos demais colegas. Efeitos negativos também podem ocorrer se existirem conflitos raciais ou de gênero dentro da sala de aula. Efeitos positivos podem surgir quando um aluno cujos pais possuam boa renda e se preocupam com seu estudo pode ajudar os colegas emprestando material ou livros (HOXBY, 2000).

Outra fonte de efeito dos pares, destacada por Zimmerman (2003), são as pressões para comportamento conforme a norma. Em muitos casos, a relação dentro de um grupo está condicionada a determinadas regras de comportamento. Os membros de um grupo podem ser premiados ou punidos de acordo com o comportamento que é tido. Assim, se espera um

comportamento padrão de um grupo. Desvios em relação ao padrão do grupo podem gerar diferentes sanções, incluindo status, louvor, vergonha e exclusão. O movimento em torno de uma uniformidade dentro do grupo é mediado de várias formas, mas geralmente por fala, escuta e observação. A interação dentro de um grupo transmite informação, que pode afetar conhecimento, valores, crenças e aspirações. Sendo assim, a participação dentro de um grupo pode efetuar mudanças.

### 2.3. *Efeito dos pares e desafios empíricos*

Um dos trabalhos mais relevantes sobre efeito dos pares é o artigo de Manski (1993). O autor formaliza três hipóteses para explicar a suposição de que indivíduos pertencentes a um mesmo grupo tendem a se comportar de forma similar. Assim, os efeitos são divididos em efeitos endógenos, exógenos (ou contextuais) e efeitos correlacionados. A hipótese de efeitos endógenos considera que a propensão de um indivíduo se comportar de certa maneira varia com o comportamento do grupo. Os efeitos contextuais são aqueles gerados pelo contexto socioeconômico dos membros do grupo. A hipótese de efeitos correlacionados considera que indivíduos de um mesmo grupo tendem a se comportar similarmente porque possuem características semelhantes entre si ou possuem um mesmo ambiente institucional. Membros de um grupo podem ser premiados ou punidos de acordo com seu comportamento, assim, espera-se um comportamento padrão dentro do grupo (ZIMMERMAN, 2003).

Outra importante contribuição de Manski (1993) refere-se ao que o autor chama de problema de reflexo (*reflection problem*). Como a performance do indivíduo afeta a performance do grupo e vice-versa, temos assim um caso clássico de viés de simultaneidade. O problema de reflexo acarreta em um grande desafio econométrico de identificar separadamente a influência exercida pelo grupo sobre o indivíduo da influência que o indivíduo exerce sobre o grupo (MANSKI, 1993; MOFFITT, 2001; BROCK e DURLAUF, 2001). Além da endogeneidade, os pesquisadores de efeitos dos pares devem lidar com outros desafios econométricos, gerados por viés de seleção e limitações na base de dados (NECHYBA, 2006).

Muitos trabalhos contornam o problema de endogeneidade através do uso de instrumentos para o comportamento dos pares que são exógenos em relação ao termo de erro aleatório da variável dependente. Alguns trabalhos – Hanushek et al. (2001), Betts e Zau (2004) e Vigdor e Nechyba (2004), por exemplo – como veremos mais adiante, utilizam alguma medida do

aprendizado ou da habilidade defasada dos pares como instrumento para o nível de aprendizado ou habilidade corrente dos pares.

O viés de seleção pode ocorrer por influência dos pais ao escolherem onde morar, qual escola o filho irá estudar ou até intervir na sala de aula que o filho estudará<sup>6</sup>. Haveman e Wolfe (1995) argumentam que as escolhas feitas pelos pais influenciam como a criança se desenvolve e o nível de sucesso que elas atingem. Além disso, os próprios indivíduos selecionam as pessoas que querem conviver de acordo com suas características e características dos colegas (ZIMMERMAN, 2003). O problema de seleção costuma ser tratado de diferentes formas. A primeira explora variações entre turmas ou séries dentro de uma escola. Essa estratégia costuma ser utilizada com dados em painel, que permitem o controle pelo estimador de efeitos fixos. A segunda maneira consiste em explorar bases de dados em que os estudantes são distribuídos de forma aleatória ou quase aleatória entre os grupos de pares.

A base de dados pode conter diversas limitações. Muitas informações importantes sobre os determinantes do desempenho dos alunos podem ser mal medidas ou não existirem, isso por sua vez resultará em viés de medida ou em viés de variável omitida. Além disso, a base de dados pode impor restrições em como os pesquisadores definirão e medirão os grupos de amizade e suas características. Muitas vezes os pesquisadores ficam limitados a usar variáveis como características médias das escolas ou características médias da turma (NECHYBA, 2006).

Devido aos desafios econométricos inerentes à pesquisa de efeito dos pares, a literatura ainda não chegou a um consenso, mas diversos resultados encontrados apontam em uma direção semelhante. Muitos trabalhos dão indícios de efeitos significativos e positivos, como Hoxby (2000), Hanushek et al. (2001), Boozer e Cacciola (2001), Betts e Zau (2004), Vigdor e Nachyba, (2004), Calvó-Armengol, Patacchini e Zenou (2009), Lavy, Paserman e Schlosser (2012), Boucher et al. (2014), que utilizam dados de alunos do ensino fundamental ou médio. Nessa mesma direção estão os trabalhos de Sacerdote (2000), Zimmerman (2003), Duncan et al. (2005), que, no entanto, utilizam dados de alunos universitários. Entretanto, resultados divergentes também foram obtidos. Angrist e Lang (2004) e Burke e Sass (2008) encontram uma magnitude muito pequena para esses efeitos e Evans, Oates e Schwab (1992) e Chikitani, Ponczek e Pinto (2015) não encontram efeitos significativos.

Utilizando dados de alunos da terceira à sexta série de todas as escolas públicas do Texas, Hoxby (2000) busca evidências de efeitos dos pares em nível de sala de aula. O viés de seleção

---

<sup>6</sup> Nos Estados Unidos, as escolas públicas são divididas em distritos escolares (*School District*). Os estudantes são matriculados em escolas do distrito em que vivem. Além disso, as escolas são classificadas por uma nota, incentivado que as famílias procurem morar próximo a uma escola com boa classificação.

é controlado através da identificação de variações, na composição dos pares em coortes adjacentes em determinada série em uma escola, que sejam aleatórias e fora do alcance de manipulações da família ou da escola. O autor argumenta que variações no gênero ou na composição racial tendem a ser aleatórias entre coortes. Os resultados indicam a efetividade do efeito dos pares, além de indicarem que a influência não vem apenas do nível de aprendizado dos pares. Por exemplo, uma maior proporção de meninas na sala de aula impacta positivamente o desempenho dos alunos. Outra conclusão importante foi uma pequena evidência de não linearidade dos efeitos dos pares.

O viés de seleção pode ser bem controlado se os alunos forem distribuídos de forma aleatória entre seus pares. O artigo de Sacerdote (2000) visa medir o efeito dos pares entre colegas de quarto e conta com a base de dados da universidade de Dartmouth. Os calouros são distribuídos aleatoriamente nos dormitórios, que dividirão com pelo menos mais um aluno. Sacerdote considera um modelo em que o desempenho acadêmico do aluno (medido pelo GPA<sup>7</sup>) é explicado pela habilidade acadêmica do próprio indivíduo, pelo nível de habilidade acadêmica e o GPA do colega de quarto. O resultado encontrado é de que o efeito dos pares exerce um efeito moderado sobre o desempenho acadêmico dos calouros além de influenciar algumas decisões sociais dos alunos, como o ingresso em fraternidades ou a prática de esportes. Por fim, ao contrário do que alguns trabalhos já mostraram, os resultados indicaram que os colegas de quarto não influenciam a escolha de qual curso o aluno optará por fazer.

No entanto, Sacerdote (2000) e Boozer e Cacciola (2001) notam que a aleatoriedade na distribuição dos alunos por si só não permite a distinção entre efeitos endógenos ou efeitos contextuais. Os últimos autores utilizam dados do projeto STAR, um experimento que testa os efeitos da redução do tamanho da turma em alunos do ensino fundamental do Tennessee. Alguns alunos, na pré-escola, são alocados de forma aleatória em turmas classificadas como pequenas. Ao final da terceira série todos os alunos são alocados em turmas regulares. A estratégia de identificação dos efeitos dos pares, medido pelo desempenho médio do grupo de pares, baseia-se em variações aleatórias na qualidade dos pares e efeitos de *spillover* da redução do tamanho das turmas. Os resultados indicaram a presença de efeitos dos pares que excedem o efeito do tamanho da turma.

Assim como Sacerdote (2000), Zimmerman (2003), utiliza dados de estudantes que são distribuídos aleatoriamente nos dormitórios (alunos da *Williams College*, em Williamstown, Massachusetts). Tanto nas regressões considerando o desempenho acadêmico no primeiro

---

<sup>7</sup> GPA é a sigla para *Grade Point Average* (pontuação média na série), que é uma medida do desempenho acadêmico do aluno.

semestre quanto nas regressões onde a variável dependente foi a variação de aprendizado, não foram encontradas influências dos colegas de quarto sobre os alunos do topo da distribuição de habilidade acadêmica. No entanto, alunos no meio da distribuição são impactados negativamente por alunos considerados pouco habilidosos. Esse comportamento indica uma não linearidade dos efeitos dos pares.

De forma semelhante ao estudo de Hoxby (2000), Hanushek et al. (2001) também identificam os efeitos dos pares considerando o impacto de pequenas variações nas características dos grupos de amizade para sucessivas coortes de estudantes em uma dada escola. No entanto, enquanto muitos estudos concentram grandes esforços em controlar o viés de simultaneidade, os autores argumentam que os resultados obtidos podem ser mais prejudicados por viés de erro de medida ou de variáveis relevantes omitidas. O estudo conta com uma base de dados longitudinais, que acompanha alunos do ensino fundamental, da terceira à sexta série, de 3000 escolas do Texas. Além de permitir o controle por efeitos fixos dos alunos e das escolas, os dados em painel permitem a consideração da história do aprendizado dos alunos. Os autores obtêm evidências de que o aprendizado dos pares exerce influência forte e direta sobre o crescimento do aprendizado dos alunos.

Betts e Zau (2004) utilizam uma base de dados longitudinais com alunos do ensino fundamental de San Diego, Califórnia. A variável dependente é o ganho de pontuação obtido pelos alunos em testes de matemática e leitura e como medida dos efeitos dos pares, a média das notas do ano anterior dos colegas de classe atuais. As estimativas indicaram que o efeito dos pares é importante e forte, além de mostrarem a importância do controle por efeitos fixos dos estudantes. Os autores também compararam a magnitude dos efeitos dos pares entre alunos que mudam de escola e alunos que continuam na mesma escola. Na maioria das especificações os coeficientes de interesse são menores para alunos que mudaram de escola do que alunos que não mudaram. Isso sugere que a principal fonte de identificação vem de pequenas variações nos grupos de pares de um ano para o ano seguinte entre estudantes que não mudaram de escola. O que se conclui é que estudantes que experimentam maiores mudanças na pontuação dos pares não são responsáveis pela conclusão de que pares importam. Os autores também encontram evidências de que um aumento no nível de aprendizado dos pares tende a aumentar o ganho de aprendizado do estudante em proporções menores do que um decréscimo (da mesma proporção do aumento) no aprendizado dos pares tende a diminuir os ganhos de aprendizado dos estudantes. A implicação é que agrupar os alunos de forma heterogênea em vez de agrupar os alunos de acordo com a habilidade pode prejudicar os alunos mais habilidosos em maior proporção do que a ajuda que terão os alunos com baixo aprendizado.

Por outro lado, Vigdor e Nechyba (2004), encontram indícios de que turmas com maior dispersão no nível de habilidade dos alunos levam a uma maior pontuação dos alunos em testes padronizados, indicando ganhos de aprendizado agregado em manter turmas heterogêneas quanto ao nível de habilidade. Os autores utilizam dados de alunos do ensino fundamental matriculados em escolas públicas do estado da Carolina do Norte. Como medida de habilidade dos pares foi utilizada a média da pontuação, defasada, dos pares em testes de proficiência realizados ao final de cada ano. O caráter longitudinal dos dados permite que os autores contornem o problema de seleção endógena dos alunos nos seus grupos de pares, controlando pelos efeitos fixos da escola. Os resultados apontam para efeitos positivos e significativos dos pares sobre o desempenho dos alunos, além de mostrarem certa persistência desses efeitos as séries posteriores. Outro ponto a ser destacado é que ao se considerar a especificação em nível de turma no lugar do nível de série, o efeito dos pares se mostrou maior, apesar de haver poucas alterações nos demais coeficientes.

Hoxby e Weingarth (2005) testam os efeitos dos pares com base em uma política de realocação de estudantes. Os dados são de alunos de terceira à oitava série do ensino fundamental de escolas do Condado de Wake, no estado da Carolina do Norte. Apesar das transferências de estudantes terem objetivos de balancear a composição racial e a renda média dos alunos nas escolas, testes mostraram uma aleatoriedade nessas transferências, o que evita um viés de seleção. Os autores utilizam um método de variáveis instrumentais e testam diversas especificações, permitindo, por exemplo, a suposição de que cada indivíduo afeta todos os seus pares de forma homogênea, ou permitindo que o efeito dos pares dependa do nível de aprendizado do próprio aluno. Os resultados indicaram que o modelo linear em médias não incorpora da maneira mais adequada os efeitos dos pares. Sendo assim, esse modelo por si só não é suficiente para especificações empíricas. De maneira geral, os autores encontraram evidências de que quando se isola adequadamente os efeitos do aprendizado dos pares, as características dos pares como raça, etnia, renda e educação dos pais não tem efeitos ou os efeitos são muito pequenos.

Com dados de alunos universitários, distribuídos aleatoriamente entre seus colegas de quarto, Duncan et al. (2005) investigam a influência dos companheiros de dormitório sobre o comportamento sexual, consumo de bebidas alcoólicas e consumo de maconha. As variáveis dependentes são construídas com base em perguntas sobre o consumo de drogas e o comportamento sexual durante o ensino médio e a faculdade. Como controle, os autores consideram o comportamento dos colegas de quarto em relação à vida sexual e consumo de drogas, além de características do aluno, como desempenho escolar e renda familiar, além de

características dos companheiros de quarto. Em relação ao consumo de álcool, os resultados indicaram que os indivíduos que já bebiam no ensino médio passaram a beber mais quando o companheiro de quarto também bebia, no entanto, não houve evidências de efeito dos pares para alunos que não bebem. No caso do consumo de maconha, não foi encontrada evidências de efeito dos pares para as mulheres e nem efeito multiplicador, ou seja, os indivíduos que faziam uso de maconha durante o ensino médio não passaram a consumir uma maior quantidade da erva na universidade, mesmo quando o companheiro de dormitório também consumia. Por fim, os autores não encontram uma evidência conclusiva sobre a influência dos pares no comportamento sexual.

Carrell, Fullerton e West (2008) utilizam uma base de dados da Força Aérea dos Estados Unidos (*United States Air Force Academy – USAFA*). Os estudantes são distribuídos em grupos, com aproximadamente 30 membros, chamados de esquadrões. Segundo os autores, trabalhos que abordam o efeito dos pares considerando apenas os colegas de quarto possuem a desvantagem de captarem apenas uma pequena parcela do verdadeiro grupo de pares dos indivíduos. Os dados utilizados possuem uma grande quantidade de informações de pré tratamentos exógenos, o que permite que os autores corrijam a endogeneidade e meçam os efeitos dos pares usando diferentes medidas de habilidades dos pares, acadêmicas ou não acadêmicas. A variável dependente foi o GPA do aluno, e como medida do efeito dos pares foi utilizada a média do grupo de algumas variáveis de pré tratamento. Os autores encontraram um efeito dos pares com magnitude muito maior do que o encontrado em outros estudos que mediram o efeito dos pares entre companheiros de quarto. Além disso, os resultados indicam que os efeitos persistem à uma taxa decrescente ao longo dos anos, indicando que efeitos dos pares podem impactar de forma duradoura o desempenho acadêmico. Por fim, os resultados também sugerem que os efeitos dos pares podem operar via parcerias de estudo em vez de operar através do estabelecimento de uma norma social de esforço.

Lavy, Passerman e Schlosser (2012) utilizam dados de alunos matriculados no ensino médio em escolas de Israel. Para contornar os problemas usuais de seleção associados com a estimação do efeito dos pares, os autores se apoiam em variações intra escola na distribuição dos estudantes em termos de habilidades entre coortes adjacentes. O principal requerimento para essa abordagem é a identificação de um grupo de estudantes de baixa habilidade baseada numa proxy predeterminada para a habilidade do estudante que não seja afetada pela habilidade de seus pares e, portanto, não sofra com o problema de reflexão. Foram considerados alunos de baixa habilidade os indivíduos “repetentes”. Os autores mostram que esses alunos possuem um desempenho acadêmico substancialmente menor em relação aos alunos regulares. A variável

dependente é o desempenho dos alunos em testes aplicados no fim de cada ano. A estratégia básica dos autores é comparar os resultados obtidos por alunos de coortes adjacentes que possuam características socioeconômicas e tenham um ambiente escolar semelhante, exceto pelo fato de uma das coortes possuir uma maior proporção de alunos repetentes. Os resultados indicam que uma maior proporção de repetentes afeta negativamente os alunos regulares.

Diferentemente dos trabalhos citados anteriormente, Evans, Oates e Schwab (1992), não encontram efeitos significativos. O artigo investiga a influência dos pares sobre a gravidez na adolescência e o abandono escolar. Os autores comparam os resultados obtidos por um modelo probit uniequacional e um modelo estendido de equações simultâneas, onde o grupo dos estudantes é modelado de forma endógena. Isso é feito para se controlar a endogeneidade que, segundo os autores, ocorre quando os familiares escolhem onde morar, pois de certa forma, estão determinando um grupo de amizades. O modelo de uma equação apresentou efeito dos pares significativos, no entanto, ao controlar o viés de seleção pelo modelo de equações simultâneas o efeito dos pares desapareceu.

Angrist e Lang (2004) utilizam dados de alunos matriculados em escolas que participaram do Metco, uma política de desegregação racial, aplicada em Boston, que basicamente transfere alunos não brancos para escolas com predominância de alunos brancos. Os autores avaliam o efeito do programa sobre as notas obtidas pelos alunos. A análise agregada mostra que os distritos receptores de alunos possuem uma média de desempenho melhor, e que a participação no Metco puxa a média geral das notas das escolas dentro do distrito para baixo. Em contraste com a literatura sobre efeito dos pares, os resultados indicam que não existem efeitos adversos em aumentar a fração de minorias, ou seja, não foram encontrados efeitos da participação no Metco sobre a pontuação de alunos brancos nos distritos receptores.

Burke e Sass (2008) também não encontram evidências de efeito dos pares significativos. Os autores dispõem de dados em painel, contendo informações de alunos do ensino fundamental ao ensino médio de todas as escolas públicas da Flórida. Além do controle de efeitos fixos, os autores conseguem identificar todos os pares em nível de turma e controlar por características dos professores. Como variável dependente os autores utilizam a evolução da pontuação dos alunos. Nas regressões do modelo linear em média, separando alunos de ensino fundamental do ensino médio e tendo como variável de interesse a habilidade média dos colegas de classe, foi encontrado um efeito dos pares positivo e significativo, porém, a magnitude do efeito foi muito baixa. Quando os dados foram agrupados o efeito dos pares sobre o desempenho em leitura passou a ser não significativo. Os autores também consideraram um modelo em que o efeito dos pares é não linear. Os resultados indicam que os ganhos marginais de um aumento



na proporção de estudantes com maior nível de aprendizado são decrescentes. Isso é um forte argumento de que é melhor ter grupos misturados do que grupos traçados pelas habilidades se o objetivo for maximizar o aprendizado global.

Estudos sobre os efeitos dos pares referentes à países subdesenvolvidos ou em desenvolvimento ainda são poucos. Duflo, Dupas e Kremer (2009) testam o efeito dos pares utilizando uma base de dados de que abrange 121 escolas de ensino primário no Kenya. Essa base de dados foi gerada a partir de um experimento de agrupamento dos estudantes pelo nível de habilidade, gerando assim turmas mais homogêneas. O modelo construído pelos autores considera os efeitos que podem ser causados diretamente pela relação entre os alunos, mas capta também efeitos indiretos, que podem ser causados pelo desempenho do professor perante turmas homogêneas. A hipótese é de que o agrupamento dos alunos pode facilitar a adequação do nível de ensino do professor ao nível de aprendizado dos alunos, favorecendo assim tanto os alunos com alto nível de aprendizado, quanto os alunos de baixo desempenho. Os resultados encontrados indicaram que efeitos diretos e indiretos afetam o aprendizado dos alunos. Apesar do agrupamento diminuir os ganhos que alunos de baixa habilidade possuem ao terem um grupo de pares habilidosos, os resultados indicaram um ganho de aprendizado dos alunos menos habilidosos. Os autores atribuem esse ganho principalmente aos efeitos indiretos, gerados principalmente pelo ajuste do professor ao nível da turma. Além disso o impacto do agrupamento foi persistente. Um ano depois do término do agrupamento, alunos de turmas que foram homogeneizadas tiveram um maior rendimento.

No Brasil a literatura de efeito dos pares ainda é incipiente. Pinto (2008) utiliza dados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) para estimar uma função de produção educacional dos alunos da quarta série do ensino fundamental de escolas públicas e privadas. A educação do aluno é uma função de sua qualidade e da qualidade de seus pares, sendo que não foi imposta uma forma funcional. Como medida de qualidade do aluno, a autora constrói um índice que leva em conta características do aluno. A medida de qualidade dos pares é a média desse índice na turma, excluindo a parcela que se refere ao próprio aluno. A autora utiliza um método de estimação em três estágios e compara os resultados obtidos pela especificação do modelo linear em médias e pela estimação da função de produção, em que o efeito dos pares é dado pela derivada da função com relação à qualidade dos pares. Comparando os resultados do modelo semi-paramétrico com o modelo linear, podemos ver que o modelo linear não leva em conta não linearidades na função de produção que são importantes na estimação do efeito dos pares. Os resultados mostram também que um aumento na qualidade dos pares tem efeitos

positivos na pontuação. Entretanto, esse efeito é maior para um estudante com desempenho médio.

Também utilizando dados do SAEB, Jales (2010) estima os efeitos dos pares para o Brasil. O viés de seleção é controlado através da inclusão de diversos controles no nível de grupo, de forma a garantir que os determinantes não observados (em nível do grupo) do desempenho sejam não correlacionados com o indicador socioeconômico. Os primeiros resultados avaliados foram obtidos pela regressão do modelo linear em médias e indicaram que os efeitos dos pares, tanto endógeno, quanto contextual, impactam de maneira importante o desempenho dos alunos. No entanto, o autor flexibiliza o modelo linear. Primeiramente, o autor estima os parâmetros desse modelo em diversos pontos da distribuição de habilidade. Os resultados indicaram que alunos com mais habilidade são mais sensíveis à mudanças no comportamento do grupo do que os alunos que pertencem à base da distribuição de habilidades. Por fim, o autor flexibilizou o modelo permitindo que o desempenho do aluno seja relacionado com as características de seus colegas por meio de um polinômio de segunda ordem. Permitiu também que a variância de X e y interfiram no desempenho dos demais. Os resultados obtidos não foram muito diferentes em relação ao resultado anterior e suportam a hipótese de que em média os alunos têm ganhos de estudar em turmas com o nível de habilidade mais heterogêneo.

Firpo, Jales e Pinto (2015) estimam os efeitos endógenos e contextuais sobre o esforço dos alunos matriculados na quinta série do ensino fundamental. O esforço dos alunos foi medido através dos resultados da proficiência em matemática obtidos nos testes do SAEB em 2005. Foi considerado como grupo de pares os alunos que estão na mesma turma. A identificação dos efeitos parte do modelo linear e considera uma função de utilidade específica de forma que os alunos escolhem o nível de esforço que minimiza a distância entre eles e seus pares. A primeira estratégia utilizada impõe a hipótese de que o nível socioeconômico dos alunos não está correlacionado com a alocação dos alunos entre as turmas. Para lidar com um possível problema de endogeneidade entre o nível socioeconômico dos alunos e a formação dos grupos de pares, os autores utilizam uma abordagem de variável instrumental. O nível socioeconômico dos alunos é instrumentalizado pela regra de alocação que os diretores utilizam nas escolas. Em ambos os casos, os resultados indicaram relevância dos efeitos endógenos e contextuais sobre o comportamento dos alunos. A magnitude dos coeficientes indicou um comportamento “conformista” dos alunos, ou seja, os alunos exercem um nível de esforço que os mantém o mais próximo do que se acredita ser a norma do grupo.

O quadro 1 resume alguns dos principais trabalhos empíricos que abordam o efeito dos pares sobre resultados educacionais dos estudantes.

**Quadro 1: Trabalhos empíricos sobre efeito dos pares na educação (continua)**

<b>Autores e ano</b>	<b>País</b>	<b>Objetivo</b>	<b>Resultado</b>
Evans, Oates e Schwab (1992)	EUA	Investigar a influência dos pares sobre a gravidez na adolescência e o abandono escolar.	Não encontram evidências de efeitos dos pares sobre os aspectos abordados.
Hoxby (2000)	EUA	Detectar efeitos dos pares sobre o desempenho do aluno.	Os resultados indicaram presença de efeitos endógenos e contextuais.
Sacerdote (2000)	EUA	Mensurar o efeito dos pares entre colegas de quarto sobre o desempenho acadêmico, participação em grupos sociais (como fraternidades) e a escolha do curso.	Os resultados indicaram efeitos moderados sobre o desempenho escolar e as decisões de entrada em grupos sociais. Os colegas de quarto não influenciam a escolha do curso.
Hanushek et al. (2001)	EUA	Identificar o efeito dos pares sobre a proficiência do aluno.	Os resultados indicaram que o nível de aprendizado dos pares influencia o crescimento do aprendizado do aluno. O nível de aprendizado médio dos pares possui forte efeito sobre o aprendizado ao longo da distribuição de proficiência
Zimmerman (2003)	EUA	Identificar o efeito dos pares entre colegas de quarto sobre o nível de aprendizado e sobre o ganho de aprendizado.	Não foram encontradas influências dos colegas de quarto sobre os alunos do topo da distribuição de habilidade acadêmica. No entanto, alunos no meio da distribuição são impactados negativamente por alunos considerados pouco habilidosos.
Betts e Zau (2004)	EUA	Identificar o efeito dos pares sobre o ganho de aprendizado do aluno.	Os resultados indicam que o efeito dos pares é importante e forte, além de mostrarem a importância do controle por efeitos fixos dos estudantes.
Angrist e Lang (2004)	EUA	Verificar se o programa de integração (Metco) gera efeitos dos pares sobre o desempenho acadêmico dos alunos participantes.	Os resultados indicam que não existem efeitos adversos em aumentar a fração de minorias, ou seja, não foram encontrados efeitos da participação no Metco sobre a pontuação de alunos brancos nos distritos receptores.

<b>Autores e ano</b>	<b>País</b>	<b>Objetivo</b>	<b>Resultado</b>
Vigdor e Nechyba (2004)	EUA	Identificar o efeito dos pares sobre o nível de aprendizado do aluno, estimando a relação entre as características dos pares e o desempenho acadêmico.	Os resultados apontam para efeitos positivos e significativos dos pares sobre o desempenho dos alunos, além de mostrarem certa persistência desses efeitos as séries posteriores.
Duncan et al. (2005)	EUA	Investigar a influência dos companheiros de dormitório sobre o comportamento sexual, consumo de bebidas alcoólicas e consumo de maconha	Em relação ao consumo de álcool, o efeito dos pares foi encontrado para alunos que já bebiam, mas não para alunos que não bebiam. No caso do consumo de maconha, não foi encontrado evidências de efeito dos pares para as mulheres e nem efeito multiplicador. Por fim, os autores não encontram uma evidência conclusiva sobre a influência dos pares no comportamento sexual.
Burke e Sass (2008)	EUA	Verificar o efeito dos pares, em nível de turma, sobre a proficiência do aluno.	Não são encontradas evidências de efeito dos pares significativos. Além disso, os resultados indicam que os ganhos marginais de um aumento na proporção de estudantes com maior nível de aprendizado são decrescentes.
Pinto (2008)	Brasil	Estimar uma função de produção educacional de alunos da quarta série do ensino fundamental, considerando o efeito dos pares como um dos insumos.	A comparação os resultados do modelo semi-paramétrico com o modelo linear em média, mostrou que o modelo linear não leva em conta não linearidades na função de produção que são importantes na estimação do efeito dos pares. Os resultados mostram também que um aumento na qualidade dos pares tem efeitos positivos na pontuação. Entretanto, esse efeito é maior para um estudante médio.
Duflo, Dupas e Kremer (2009)	Kenya	Testam o efeito dos pares sobre o aprendizado dos alunos a partir de um experimento de agrupamento dos alunos pelo nível de habilidade	Os resultados encontrados indicaram que efeitos diretos e indiretos afetam o aprendizado dos alunos. Apesar do agrupamento diminuir os ganhos que alunos de baixa habilidade possuem ao terem um grupo de pares habilidosos, os resultados indicaram um ganho de aprendizado dos alunos menos habilidosos.

<b>Autores e ano</b>	<b>País</b>	<b>Objetivo</b>	<b>Resultado</b>
Jales (2010)	Brasil	Estimar o efeito dos pares sobre o desempenho dos alunos no Brasil, a partir de dados do SAEB 2005.	Os resultados indicam que o efeito dos pares explica uma parte importante do desempenho no exame de Matemática. Além disso, este efeito é concentrado nos alunos no topo da distribuição de habilidade.
Lavy, Passerman e Schlosser (2012)	Israel	Verificar a existência, magnitude e os mecanismos nos quais opera o efeito dos pares sobre o resultado educacional.	Os resultados indicaram que a proporção de pares de baixa habilidade possui impacto negativo no aprendizado dos alunos.
Firpo, Jales e Pinto (2015)	Brasil	Mensurar efeitos endógenos e contextuais sobre o nível de esforço exercido pelos alunos, utilizando dados do SAEB 2005	Os resultados indicaram relevância dos efeitos dos pares sobre o nível de esforço dos pares. Além disso, a magnitude do coeficiente que capta o efeito endógeno indicou um comportamento “conformista” dos alunos.

Fonte: Elaboração Própria.

#### 2.4. Identificação do efeito dos pares através da variação no tamanho do grupo

Como mostrado anteriormente, a literatura apresenta diferentes formas de identificação dos efeitos dos pares. Essa seção apresenta estudos que identificam os efeitos sociais através de variações no tamanho dos grupos (abordagem proposta por Lee (2007)) ou que consideram as *networks* nas quais os indivíduos interagem entre si.

Bramoullé, Djebbari e Fortin (2009) identificam a influência dos pares sobre a participação de atividades recreativas (atividades educacionais, artísticas ou participação em clubes e organizações estudantis) com a hipótese de que os alunos interagem em *networks* sociais. A base de dados utilizada é do *National Longitudinal Survey of Adolescent Health (Add Health)*, que colheu informações de 130 escolas, públicas e particulares, dos Estados Unidos. No questionário dessa pesquisa longitudinal, pede-se que os alunos coloquem o nome dos seus cinco melhores amigos e amigas. Com a identificação dos pares mais relevantes de cada indivíduo os autores conseguem construir as *networks*, levando em conta os amigos diretos e indiretos de cada aluno. Os autores partem de uma análise dos problemas de identificação nos modelos propostos por Manski (1993) e Moffitt (2001) e abordam o método de identificação proposto por Lee (2007). A partir do modelo de Lee os autores propõem a identificação dos efeitos sociais considerando diferentes estruturas de *networks*. Os resultados encontrados

mostram que é possível distinguir efeitos endógenos de efeitos contextuais ao considerar a estrutura de interação dos agentes. No entanto, a identificação pode falhar em *networks* específicas.

Utilizando uma estratégia de identificação semelhante, Giorgi, Pellizzari e Redaelli (2009) verificam o efeito dos pares sobre a escolha da área de graduação dos indivíduos. Os autores definem como pares os estudantes que frequentam cursos (ou matérias) nas mesmas turmas, capturando assim as *networks* nas quais os estudantes interagem acadêmica e socialmente. Enquanto o modelo linear padrão considera como fixos os grupos de pares entre os indivíduos. Para lidar com o problema de reflexo, os autores flexibilizam de forma que os grupos são específicos para cada indivíduo. O problema de endogeneidade é contornado com o uso de variáveis instrumentais. Os resultados indicam a existência de efeitos endógenos, ou seja, as escolhas dos pares influenciam as escolhas do indivíduo. Além disso, os resultados demonstram a importância de se incluir informações sobre a *network* social dos indivíduos.

Calvó-Armengol, Patacchini e Zenou (2009) também abordam o efeito dos pares sobre os alunos do *Add Health*. Enquanto muitos estudos consideram uma influência média comum entre os membros do grupo, uma das hipóteses consideradas é de que a externalidade dentro do grupo varia entre os membros do grupo, dependendo da posição de cada agente em sua rede de interação. Utilizando uma estrutura de *networks*, os autores encontram evidências de que quanto mais central é a posição do indivíduo na rede de amigos, maior seu desempenho acadêmico.

Goldsmith-Pinkhan e Imbens (2013) também buscam identificar o efeito dos pares com dados do *Add Health*. Os autores exploram a possibilidade de endogeneidade nas *networks*, que pode ocorrer na medida em que indivíduos possuem características não observadas que são correlacionadas com seu desempenho acadêmico e que podem afetar a formação de ligação entre os pares. Além disso, discutem a limitação imposta pelo modelo linear padrão que não considera diferentes intensidades na ligação entre os indivíduos. Nesse ponto, os resultados indicaram que alguns indivíduos podem ter uma influência maior do que outros. Por fim, os autores exploram também outro aspecto do modelo linear. Pessoas que não fazem parte do grupo de pares particular de determinado indivíduo não exercem efeito direto sobre ele. No entanto, elas poderiam afetar indiretamente através de amigos em comum. Nesse ponto conectam-se a literatura de *network*, efeito dos pares e econometria espacial.

**Quadro 2: Trabalhos sobre efeito dos pares na área de educação que consideram a network do indivíduo**

<b>Autores e ano</b>	<b>País</b>	<b>Objetivo</b>	<b>Resultados</b>
Calvó-Armengol, Patacchini e Zenou (2009)	EUA	Determinar se a posição do indivíduo na network (utilizando a medida de centralidade de Katz-Bonacich) afeta seu desempenho acadêmico.	Os resultados indicam que quanto mais central, melhor o desempenho acadêmico do aluno.
Bramoullé, Djebbari e Fortin (2009)	EUA	Identificar a influência dos pares sobre a participação de atividades recreativas (atividades educacionais, artísticas ou participação em clubes e organizações estudantis), distinguindo efeitos endógenos de efeitos contextuais.	Os resultados indicaram que a identificação de efeitos endógenos e contextuais é possível mas pode falhar dependendo da estrutura da <i>network</i> . Tais efeitos influenciam as escolhas dos estudantes.
Giorgi, Pellizzari e Redaelli (2009)	Itália	Verificar o efeito dos pares sobre a escolha da graduação dos indivíduos.	Os resultados indicam a existência de efeitos endógenos e demonstram a importância de se incluir informações sobre a <i>network</i> social dos indivíduos.
Goldsmith-Pinkhan e Imbens (2013)	EUA	Identificar efeito dos pares sobre o desempenho escolar considerando endogeneidade na <i>network</i> e identificar efeitos indiretos (efeitos dos pares dos pares).	Os resultados indicam efeitos endógenos sobre o desempenho escolar. As conclusões sobre efeitos indiretos são limitadas.
Boucher et al. (2014)	Canadá	Mensurar efeitos endógenos e contextuais sobre o desempenho dos alunos.	As estimações indicaram evidências de efeitos endógenos e contextuais, sendo a significância dos efeitos endógenos, maior em relação aos efeitos contextuais.
Chikitani, Ponczek e Pinto (2015)	Brasil	Verificar a presença de efeito dos pares sobre o Locus de Controle, uma medida de quão responsável a pessoa se sente em relação a determinados aspectos da sua vida.	O autor não encontra a presença de efeitos endógenos ou contextuais sobre o Locus de Controle.

Fonte: Elaboração própria.

Com dados de alunos da quarta e quinta série matriculados em escolas na província de Quebec, no Canadá, Boucher et al. (2014) foram os primeiros a estimar os efeitos dos pares utilizando o método proposto por Lee (2007), que permite o controle de efeitos correlacionados no nível do grupo, além de solucionar o problema de reflexo. O modelo econométrico considera

duas hipóteses importantes. A primeira diz que os estudantes são afetados pelos membros do grupo a que pertencem, mas não são afetados por ninguém fora do grupo. A segunda diz que o desempenho do aluno é determinado por um modelo linear em média com efeitos fixos do grupo. Em outras palavras, o modelo considera que a pontuação obtida pelo aluno no teste é determinada pelas próprias características, pela pontuação média do grupo e pelas características médias do grupo. Removendo fatores em comum para os membros do grupo – através do controle de efeitos fixos em nível de grupo – os autores tratam o problema de efeitos correlacionados. As estimações indicaram evidências de efeitos endógenos e contextuais, sendo a significância dos efeitos endógenos, maior em relação aos efeitos contextuais.

No Brasil temos o estudo de Chikitani, Ponczek e Pinto (2015). O interesse do estudo é verificar se as interações dos colegas de turma influenciam o Locus de Controle, que é uma medida de quão responsável a pessoa se sente em relação a determinados aspectos da sua vida. O autor utiliza dados em painel de um estudo realizado no município de Sertãozinho, no estado de São Paulo. Esse estudo acompanhou as crianças da segunda até a sexta série do ensino fundamental e fornece informações para o cálculo do Locus de Controle. Além da identificação dos coeficientes através da variação no tamanho das turmas, o autor adiciona a estrutura de *networks* para estabelecer a identificação do modelo, baseado em Bramoullé, Djebbari e Fortin (2009). O estudo também utiliza informações dos amigos dos amigos como instrumento para o comportamento dos pares diretos do aluno. Os resultados não indicaram evidências de efeitos endógenos nem contextuais dos pares sobre o Locus de Controle.

### **3. Base de dados**

A dissertação conta com dados da pesquisa GERES (Estudo Longitudinal da Geração Escolar 2005), uma base longitudinal que acompanha os alunos nos primeiros anos do ensino fundamental. Além de dados cognitivos e contextuais dos alunos, a base fornece dados sobre os professores, escolas e diretores. Os principais objetivos do GERES são: i) identificar as características escolares que maximizam a aprendizagem dos alunos e que minimizam o impacto da origem social sobre o aprendizado; ii) identificar os fatores que diminuem a probabilidade de repetência dos alunos; iii) identificar aquelas características da escola que reduzem a probabilidade de absentismo.



O GERES acompanhou crianças matriculadas na 1ª série do Ensino Fundamental (que hoje corresponde ao 2º ano) de mais de 300 escolas, tanto da rede pública, quanto particular, em cinco cidades brasileiras: Belo Horizonte (MG), Campinas (SP), Campo Grande (MS), Rio de Janeiro (RJ) e Salvador (BA). Essas crianças foram acompanhadas de 2005 a 2008. O desempenho escolar dos alunos foi medido através de testes cognitivos aplicados ao final de cada ano, sendo que em 2005 foi aplicado um teste diagnóstico no início do ano. Os testes verificaram o aprendizado em matemática e português. Além disso, foram aplicados questionários para coletar informações contextuais, sendo aplicados não só para os alunos, mas também para pais, professores e diretores. Informações sobre as características físicas das escolas foram observadas e colhidas por membros da equipe de pesquisa. Assim, o projeto permite avaliar os efeitos familiares e escolares sobre o aprendizado do aluno.

A população alvo do GERES é definida pelos alunos das turmas regulares do período diurno das escolas urbanas públicas com 20 alunos ou mais e das escolas particulares com 10 ou mais alunos, todas elas com no máximo 3 turmas de 2ª série em 2003 e localizadas nos municípios de Belo Horizonte, Campinas, Campo Grande, Rio de Janeiro e Salvador. Os pesos amostrais foram calculados para que as inferências realizadas a partir da amostra GERES sejam representativas para os cinco municípios considerados no estudo. No entanto, vale dizer que os pesos amostrais não foram considerados nesse estudo. Apesar de existir essa variável na base de dados, os pesos amostrais foram calculados para poucos alunos, o que inviabiliza o seu uso adequado.

O plano amostral da pesquisa, para a seleção dos alunos, teve como referência o universo de escolas e turmas com alunos de 2ª série do ensino fundamental cadastradas no Censo Escolar de 2003. Para se chegar à população alvo das escolas, algumas exclusões foram realizadas. Foram desconsideradas escolas: (i) com somente turmas de 2ª série multisseriadas; (ii) escolas da zona rural; (iii) escolas com alunos de 2ª série somente no período noturno (iniciando a partir das 16 horas); (iv) particulares com 4 turmas ou mais de 2ª série; (v) particulares com menos de 10 alunos de 2ª série; (vi) públicas com menos de 20 alunos de 2ª série; (vii) escolas não localizadas nos municípios de Belo Horizonte, Campinas, Campo Grande, Rio de Janeiro e Salvador; (viii) escolas estaduais não municipalizadas do Rio de Janeiro, com exceção de uma escola técnica; e (ix) uma escola estadual militar de Salvador.

A partir dessas exclusões, foram selecionadas as escolas, turmas e alunos do GERES. Inicialmente, cada um dos municípios que participaram da pesquisa foi definido como um estrato. Dentro de cada estrato foi selecionada uma amostra probabilística complexa de escolas, turmas e alunos. Visando uma maior heterogeneidade entre as escolas selecionadas, foi

utilizado um critério adicional de estratificação. Essa estratificação foi feita com base no tamanho da escola, em uma medida socioeconômica das escolas ou uma *proxy* para o indicador de nível socioeconômico. Em alguns casos, a informação a respeito do nível socioeconômico não estava disponível. Para esses estratos foi utilizado o desempenho médio das escolas ou uma medida da infraestrutura da escola, construída com informações obtidas no Censo Escolar 2003<sup>8</sup>. Após a seleção das escolas, as turmas de primeira série e seus alunos foram selecionados com probabilidade 1, ou seja, todas turmas de 1ª série e seus alunos foram selecionados. Um resumo dessas informações é apresentado na tabela 1.

**Tabela 1: Comparação entre Censo Escolar (2003) e amostra do GERES**

	<b>Universo - Censo (2003)</b>	<b>Amostra</b>	<b>Fração Amostral</b>
Escolas	149.841	3.097	2,07
Turmas	158.473	7.699	4,86
Alunos	4.709.176	205.476	4,36

Fonte: Brooke e Bonamino (2011).

Inicialmente, a amostra era composta por 39.342 alunos cadastrados no GERES. Para uma melhor adequação da base de dados ao propósito dessa dissertação, algumas exclusões foram feitas. Primeiramente, dos 39.342 alunos, 3.804 não participaram de nenhuma avaliação e foram excluídos. Dessa forma, 35.538 alunos participaram de ao menos uma das etapas de avaliação. Ainda assim, outros alunos não estiveram presentes em alguma(s) das avaliações do GERES, implicando na falta de informação da proficiência de alguns alunos, mas, como será indicado adiante, através da proposta elaborada por Davezies et al. (2009) pode-se considerar todos os alunos presentes no grupo, ainda que as informações sobre a proficiência de alguns alunos não sejam observadas em alguns períodos e em alguns casos em nenhum período de tempo.

No entanto, existe uma grande quantidade de dados não observados nas covariáveis utilizadas no estudo. Por conta disso, os alunos que não apresentaram informação sobre o sexo, a raça e o nível socioeconômico foram excluídos da amostra. Além disso, nenhuma das escolas de Salvador participaram da última etapa da pesquisa, portanto, excluimos da amostra todas as informações referentes aos alunos matriculados em escolas desse município.

Por fim, alguns alunos não apresentam a informação sobre a turma que pertencem. Essa informação é crucial para a definição de grupo de pares utilizada nesse estudo. Portanto, os alunos que não possuem essa informação também foram excluídos da amostra. Além disso,

<sup>8</sup> O indicador de infraestrutura levou em consideração a presença de alguns equipamentos nas escolas. Essa informação foi obtida no *Bloco 1* do Censo Escolar 2003 (BROOKE E BONAMINO, 2011).

tivemos casos de turmas que observamos apenas um aluno. Esses casos também foram excluídos da amostra. Com essas exclusões, se obtém um painel não balanceado, com 58.950 observações e 17.026 alunos para Matemática e 58.864 observações e 17006 alunos para Português.

Como será analisada a evolução dos coeficientes a cada etapa do GERES, utiliza-se também um painel balanceado, em que as exclusões foram feitas de forma análoga às exclusões anteriores, porém com as exclusões necessárias para o balanceamento do painel. Dessa forma, conta-se com 41.105 observações e 8.221 alunos para Matemática e 40.580 observações e 8.116 alunos para Português.

O estudo utiliza como variáveis dependentes as informações de proficiência dos alunos, medida pelas notas dos testes de português e matemática. Como variáveis explicativas o estudo tem a variável de nível socioeconômico dos alunos e as variáveis que definem a raça e o sexo dos alunos.

A medida de proficiência dos alunos foi obtida através de testes cognitivos. Os itens dos testes foram construídos sob a coordenação das Universidades Federais de Minas Gerais e de Juiz de Fora (UFMG e UFJF) e da PUC-Rio. A construção dos testes considerou os pressupostos da Teoria de Resposta ao Item (TRI) e a distribuição dos itens seguiu o grau de dificuldade, do mais fácil para o mais difícil. Além disso, as proficiências possuem uma interpretação qualitativa, onde cada faixa de proficiência indica o nível de habilidade cognitiva correspondente.

Os testes foram aplicados anualmente, com duas aplicações em 2005 (o teste diagnóstico foi aplicado no início do ano), totalizando cinco aplicações. Para cada ocasião foram elaboradas duas versões de teste, com níveis diferentes de dificuldade, visando minimizar o erro de medida cognitiva calculada para alunos com diferentes perfis. O teste diagnóstico foi definido a partir de informações prévias sobre as escolas em que os alunos estavam matriculados e seu resultado serviu para ajustes de testes subsequentes. Nas demais ocasiões os testes foram definidos a partir dos resultados nas ocasiões anteriores. A partir da quarta ocasião os testes passaram a incorporar itens do SAEB, visando uma comparação dos resultados dos alunos do GERES e os resultados do SAEB, que tem abrangência nacional (BROOKE E BONAMINO, 2011).

A interpretação das medidas de proficiência deve ser feita de forma qualitativa. Os quadros 3 e 4 mostram um resumo das escalas de proficiência e suas interpretações. Os níveis de proficiência são crescentes e cumulativos. Assim, os alunos com maiores níveis de proficiência dominam as habilidades referentes ao seu nível e as habilidades dos níveis inferiores.

**Quadro 3: Escala de proficiência GERES - Português**

Nível	Faixa	Interpretação
1	< 129	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Reconhecem as letras do alfabeto e, também, a direção da escrita. São capazes de ler frases tanto com estrutura canônica (sujeito + verbo + objeto) quanto frases que fogem a esse padrão, associando-as a uma imagem.</li> <li>• Localizam uma informação em um rótulo.</li> <li>• Estas são consideradas habilidades básicas e sua consolidação é fundamental para que os alunos progredam em seu desenvolvimento como leitores, visto que colocam-se como condições essenciais para que leiam com compreensão e de forma autônoma.</li> </ul>
2	≥ 129 <143	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Demonstram reconhecer sílabas de uma palavra.</li> <li>• Localizam informações em um texto curto (com até 10 linhas) com poucas informações e linguagem familiar e em um texto de extensão mediana (com até 15 linhas).</li> <li>• Identificam o assunto, indicado pelo título, de um texto informativo simples e, também, de uma reportagem, a partir das pistas verbais e não-verbais da capa de uma revista.</li> <li>• Inferem uma informação em uma tirinha e identificam a finalidade de um bilhete.</li> </ul>
3	≥ 143 <166	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Localizam informação em textos de gêneros mais variados (conto de extensão mediana, textos informativos curtos e de extensão mediana e mapas de tempo).</li> <li>• Identificam o assunto indicado pelo título de texto informativo curto e de um folheto de divulgação de uma campanha, por meio da associação da linguagem verbal e não-verbal.</li> <li>• Inferem uma informação, em texto de gênero menos familiar, apoiando em pistas não-verbais, e, também o sentido de uma palavra em um poema com linguagem simples.</li> <li>• Estabelecem relações lógico-discursivas entre partes de um texto por meio de formas verbais, identificando um referente distante, bem como relação de causa-consequência, sem marcação explícita, em um conto com temática familiar.</li> </ul>
4	≥ 166 <182	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Ampliam as habilidades relacionadas à realização de inferência</li> <li>• Reconhecem, em uma tirinha, efeitos de humor, o efeito de sentido do uso de reticências e de uma onomatopeia.</li> <li>• Identificam a finalidade de texto de gênero pouco familiar, uma ficha de identificação de espécie da fauna.</li> <li>• Estabelecem relações entre textos de mesmo gênero, reconhecendo diferenças quanto à informação. Estabelecem relações entre partes de um texto por meio de substituição lexical e de causa-consequência, em um poema curto e em texto de extensão mediana.</li> <li>• Identificam interlocutores em uma fábula e as marcas explícitas que os evidenciam, em um discurso.</li> </ul>
5	≥ 182 <201	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Inferem informação em texto com linguagem mista, em conto de extensão mediana (até 15 linhas) com linguagem simples e em texto informativo curto, que utiliza elementos gráficos (código de barras), além de reconhecerem o efeito de humor em uma anedota.</li> <li>• Estabelecem relações lógico-discursivas de tempo, em um poema, marcada por uma locução adverbial e de causa-consequência em uma lenda.</li> <li>• Reconhecem a opinião de um personagem, presente em discurso direto, e do narrador. Identificam, ainda, a ordem em que os fatos ocorrem em uma narrativa literária, a caracterização de uma personagem, os interlocutores, por meio das marcas explícitas que os identificam, bem como o narrador de um conto mais extenso (até 30 linhas).</li> </ul>
6	≥201	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Localizam informações em texto informativo curto com vocabulário mais sofisticado e em texto expositivo-argumentativo.</li> <li>• Identificam assunto de um texto informativo e de uma letra de música.</li> <li>• Inferem, em um poema, o sentido de uma palavra, bem como reconhecem marcas de ironia em texto com linguagem simples e temática familiar e efeito de sentido do emprego de um diminutivo.</li> <li>• Estabelecem relações lógico-discursivas de causa-consequência em texto informativo com vocabulário mais sofisticado e em um conto. São capazes, também, reconhecer o ponto de vista do enunciador por meio do emprego de um adjetivo.</li> </ul>

Fonte: Brooke e Aguiar (2010).

**Quadro 4: Escala de proficiência GERES - Matemática**

Nível	Faixa	Interpretação
1	< 89	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Comparam pequenas quantidades com o uso de recursos gráficos, destacando o que possui a maior quantidade e ainda a altura de objetos, indicando o mais baixo e o mais alto.</li> <li>• Identificam o símbolo numérico (números com 2 algarismos) e comparam números naturais de dois algarismos, com e sem apoio gráfico.</li> <li>• Realizam a contagem seletiva, conseguindo associar quantidades aos números.</li> <li>• Coordenam as ações de contar e de juntar quantidades para resolver situações-problema simples para determinar o total até 20.</li> <li>• Resolvem problemas envolvendo as ideias de contar e de retirar uma quantidade de outra (minuendo até 10), a partir de apoio gráfico.</li> </ul>
2	$\geq 89$ <139	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Localizam um objeto entre dois outros, indicam seus tamanhos, apontando qual deles é o menor, o maior ou o médio.</li> <li>• Identificam a ordem crescente de grupos de objetos dispostos aleatoriamente.</li> <li>• Agrupam pequenas quantidades em unidades e dezenas com apoio gráfico ou utilizando o sistema monetário brasileiro.</li> <li>• Resolvem problemas de adição (ação de juntar) e subtração (ação retirar e completar), sem apoio gráfico.</li> <li>• Identificam a operação de subtração como a solução de uma dada situação, além de ler e interpretar informação em quadros ou tabelas simples.</li> </ul>
3	$\geq 139$ <186	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Evidenciam uma maior expansão do campo numérico que atinge o grupo de números representados por três e quatro algarismos.</li> <li>• Identificam esses números associando a escrita por extenso ao símbolo numérico</li> <li>• Identificam o antecessor de um número e realizam a sua decomposição.</li> <li>• Resolvem problemas mais complexos envolvendo a subtração com ideia de complementação, comparação e equalização, de multiplicação envolvendo o princípio multiplicativo e de divisão com significado de repartir que se encontram em processo mais avançado de construção e são resolvidas quando inseridas em contextos, o que indica que a criança tem compreensão da ação operatória.</li> </ul>
4	$\geq 186$ <222	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Resolvem problemas envolvendo a composição e a decomposição de valores monetários, habilidade essa decorrente de outras sedimentadas anteriormente.</li> <li>• Comparam unidades de medidas aplicadas a grandezas mensuráveis presentes no contexto diário, tais como massa, capacidade e medidas de tempo em situações-problemas envolvendo mês e ano.</li> <li>• Compreendem o Sistema de Numeração Decimal e o significado das operações fundamentais na resolução de problemas.</li> <li>• Resolvem problemas que envolvem subtração de números naturais com estado inicial desconhecido, bem como problemas envolvendo multiplicação de números naturais e divisão exata de um número natural por outro de dois algarismos, com resto.</li> </ul>
5	$\geq 222$	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Progressão na habilidade de resolver problemas numéricos envolvendo os diferentes significados das operações, como de equalização com a mudança de uma quantidade, de comparar, na subtração de racionais na forma decimal, de proporcionalidade, assim como os que envolvem a configuração retangular da multiplicação.</li> <li>• Habilidades, como a resolução de problemas que envolvem as operações fundamentais, ampliam-se e caminham para a consolidação.</li> <li>• Resolvem problemas que inserem ações operatórias com números naturais, racionais, sob a forma de decimal e de porcentagem, medidas de comprimento, massa e capacidade e suas aplicações, como o cálculo do perímetro e da área, e ainda as medidas de tempo e de valor.</li> </ul>

Fonte: Brooke e Aguiar (2010).

A variável NSE é uma medida do nível socioeconômico dos alunos, que leva em consideração alguns aspectos como escolaridade, renda e ocupação. O cálculo utiliza o Modelo Hierárquico Linear (MHL). As informações para o cálculo do indicador socioeconômico foram obtidas através de questionários aplicados para os alunos e para os pais. O quadro 3 nos traz um resumo das informações consideradas na construção dessa variável.

O construto Escolaridade possui duas informações. Uma foi obtida no questionário dos pais e outra no questionário de alunos, sendo ambas mantidas. O construto Renda também retirou informações dos dois questionários. Primeiramente as informações foram padronizadas e depois foram eliminados os casos em que haviam mais de 20 respostas inválidas (rasuras ou ausência de respostas). Em seguida foi calculado um índice para Renda. As informações do construto Ocupação foram extraídas do questionário de pais. O primeiro passo foi a classificação das ocupações citadas pelos pais, a partir das categorias da Classificação Brasileira de Ocupações em 2002. A partir dessa classificação foram atribuídos valores que representassem o status econômico da ocupação.

**Quadro 5: Variáveis do cálculo do nível socioeconômico**

<b>Construto</b>	<b>Variável</b>
Escolaridade	Escolaridade da mãe ou responsável do sexo feminino
Renda (itens de conforto)	Máquina de lavar
	Empregada
	Sala
	Banheiro
	TV em cores
	Vídeo
	Geladeira
	DVD
	Computador
	Telefone fixo
	Telefone celular
	Carros
	Ocupação
Atividades realizadas na principal ocupação da mãe ou responsável do sexo feminino	
Principal ocupação do pai ou responsável do sexo masculino	
Atividades realizadas na principal ocupação do pai ou responsável do sexo masculino	

Fonte: Brooke e Bonamino (2011).

Assim, a estimação do NSE foi feita com uma base construída com quatro variáveis: as duas informações de escolaridade da mãe, o índice estimado de renda e o índice que representa a ocupação de maior status socioeconômico entre os pais.

O GERES também possui uma variável que indica o grupo racial dos alunos e outra que indica o gênero (masculino e feminino). Os grupos raciais são divididos pelas seguintes categorias: Brancos, Negros, Pardos, Amarelos e Indígenas.

O número de alunos e alunas do GERES é bem próximo. Em relação aos grupos raciais, a amostra conta com uma proporção maior de alunos que se auto classificam pardos, seguido de alunos que se classificam brancos. O número de alunos negros é bem menor do que os anteriores, mas é muito mais expressivo do que os alunos que se classificam como amarelos ou indígenas.

#### 4. Método

O estudo se baseia em Boucher et al. (2014) e Chikitani, Ponczek e Pinto (2015). O método utilizado para identificação dos efeitos dos pares é uma extensão do modelo proposto por Lee (2007), sugerida no estudo de Bramoullé, Djebbari e Fortin (2009). Em ambos os estudos o ponto de partida é o modelo *linear-in-means* que será brevemente apresentado a seguir.

A literatura tem como padrão o modelo *linear-in-means*. Através desse modelo é possível descrever algum resultado do indivíduo  $i$  pertencente ao grupo  $g$ , denotado aqui pela variável  $y_{ig}$ , como uma função linear do resultado médio do seu grupo de pares, denotado por  $\bar{y}_{(-i)g}$  (onde o subscrito  $(-i)$  indica que o indivíduo foi excluído no cálculo da média do seu grupo), algumas características do indivíduo  $x_{ig}$ , e uma média das características de seu grupo de pares,  $\bar{x}_{(-i)g}$ . O termo  $\alpha_g$  denota os efeitos fixos do grupo de pares e  $\epsilon_{ig}$  é o termo de erro aleatório. Os coeficientes  $\beta$ ,  $\gamma$  e  $\delta$  captam os efeitos do desempenho médio dos pares, das características individuais e das características médias dos pares, respectivamente. Para ilustrar, podemos escrever a seguinte versão do modelo estrutural:

$$y_{ig} = \alpha_g + \beta \bar{y}_{(-i)g} + \gamma x_{ig} + \delta \bar{x}_{(-i)g} + \epsilon_{ig}$$

A versão do modelo linear analisada por Manski (1993) inclui o indivíduo no cálculo da média de seu grupo e pode ser observada como um modelo *linear-in-expectation*, onde assume-se um equilíbrio social e que o resultado do indivíduo depende do resultado esperado de seu grupo. Moffitt (2001) exclui o indivíduo no cálculo das características médias de seu grupo e seu modelo considera todos os grupos do mesmo tamanho. Tanto em Manski quanto em Moffitt, não é possível distinguir os parâmetros relativos aos efeitos endógenos dos efeitos contextuais. Por outro lado, Lee (2007) considera interações em grupos de diferentes tamanhos, sendo que essa variação no tamanho dos grupos pode permitir a identificação dos efeitos dos pares.

#### 4.1. Identificação através da variação no tamanho dos grupos

A identificação proposta por Lee (2007) é feita sobre três hipóteses básicas. Primeiro, assume-se que os indivíduos interagem em grupos conhecidos pelo econometrista. Dizemos que os indivíduos interagem em grupos quando dentro de um grupo todos os membros afetam e são afetados por todos os demais membros que pertencem ao grupo, mas não possuem nenhuma relação com indivíduos fora do grupo. Essa hipótese costuma surgir pela falta de informações explícitas em relação aos pares de cada indivíduo.

Segundo, cada par de um indivíduo é qualquer um do grupo excluindo ele mesmo. Essa é uma hipótese chave para a identificação. Terceiro, o resultado do indivíduo é determinado por um modelo linear com efeitos fixos do grupo. Assim, o resultado de um teste é afetado pelas suas características e pela média das características e pontuação média de seus pares. Em adição, ele pode ser afetado por qualquer tipo de efeitos correlacionados não observado em nível de grupo. Com essas hipóteses feitas, podemos apresentar o modelo estrutural considerado no estudo.

Nesse estudo, a proficiência do aluno  $i$  pertencente ao grupo  $g$ , denotado pela variável  $y_{ig}$ , é descrita como uma função linear da proficiência média do seu grupo de pares, algumas características do indivíduo, denotada pelo vetor  $1 \times k$ ,  $x_{ig}$ , e uma média das características de seu grupo de pares. Formalmente, o modelo estrutural é dado por:

$$y_{ig} = \alpha_g + \beta \frac{\sum_{j \in P_i} y_{jg}}{n_i} + \gamma x_{ig} + \delta \frac{\sum_{j \in P_i} x_{jg}}{n_i} + \epsilon_{ig} \quad (1)$$



Deve-se ainda satisfazer a hipótese de exogeneidade estrita,  $E[\epsilon_{ig}|X, \alpha_g] = 0$ , onde o termo  $X$  denota a matriz  $n \times k$  de características individuais. O termo  $\alpha_g$  representa o efeito fixo em nível de grupo. Em outras palavras,  $\alpha_g$  captura efeitos não observados (pelo o econométrista) que afetam comumente o resultado dos membros do grupo (por exemplo, mesmo professor ou hábitos de estudo similares). O grupo de pares do agente  $i$  é denotado por  $P_i$ , onde  $i \notin P_i$  e  $n_i$  é o número de pessoas no grupo sem contar o próprio indivíduo. O parâmetro  $\beta$  capta os efeitos endógenos e  $\delta$  capta os efeitos contextuais. O termo de erro  $\epsilon_{ig}$  reflete outras características de  $i$  que não são observadas.

Para eliminar os efeitos correlacionados em nível de grupo, pode-se aplicar uma transformação *within* na equação (1). Assim, o modelo corrige o problema de seleção ou de formação endógena dos grupos de pares. Algumas escolas podem atrair determinados tipos de alunos em razão de algumas características não observadas (reputação da escola, por exemplo) e a turma na qual o aluno será inserido também pode ser determinada por fatores não observados. No entanto, através transformação *within*, são comparados estudantes do mesmo tipo. Essa transformação também permite o controle de efeitos de fatores que sejam comuns aos alunos. Recursos disponíveis em nível de sala de aula (como infraestrutura e professores) podem afetar a performance de todos os estudantes daquele grupo. Novamente, comparando estudantes dentro de uma mesma turma, é possível isolar esses efeitos.

Além disso, Lee (2007) destaca que as restrições impostas ao modelo pelas interações em grupos podem ser utilizadas para estabelecer a identificação dos efeitos. Como as interações em grupo supõe que, dentro de cada grupo, qualquer membro afeta e é afetado igualmente pelos demais membros, o tamanho do grupo passa a ter um papel específico na determinação do resultado. Observa-se isso a partir da transformação *within* em (1). A transformação consiste em subtrair a equação *between* da equação (1).

A equação *between* é dada por:

$$\bar{y}_g = \alpha_g + \beta \bar{y}_g + \gamma \bar{x}_g + \delta \bar{x}_g + \bar{\epsilon}_g$$

Onde  $\bar{y}_g = (n_i + 1)^{-1}(y_{ig} + \sum_{j \in P_i} y_{jg})$ ,  $\bar{x}_g = (n_i + 1)^{-1}(x_{ig} + \sum_{j \in P_i} x_{jg})$  e  $\bar{\epsilon}_g = (n_i + 1)^{-1}(\epsilon_{ig} + \sum_{j \in P_i} \epsilon_{jg})$  são as médias do grupo inteiro. Em palavras, a transformação consiste em tomar a média da equação (1) sobre todos os membros do grupo do aluno  $i$  (incluindo o próprio aluno) e subtrair essa média da equação de  $i$ . Note que a estrutura de grupo

implica que  $n_i = n_g$  para qualquer  $i$  no grupo  $g$  e que através dessa transformação excluimos o termo fixo,  $\alpha_g$ .

Subtraindo a equação *between* da equação (1):

$$y_{ig} - \bar{y}_g = (\alpha_g - \alpha_g) + \beta \left( \frac{\sum_{j \in P_i} y_{jg}}{n_i} - \bar{y}_g \right) + \gamma(x_{ig} - \bar{x}_g) + \delta \left( \frac{\sum_{j \in P_i} x_{jg}}{n_i} - \bar{x}_g \right) + (\epsilon_{ig} - \bar{\epsilon}_g)$$

Abrindo as médias  $\bar{y}_g$  e  $\bar{x}_g$  e passando o primeiro termo do lado direito para o lado esquerdo:

$$\begin{aligned} & \left( y_{ig} - \frac{y_{ig} + \sum_{j \in P_i} y_{jg}}{n_i + 1} \right) - \beta \left( \frac{\sum_{j \in P_i} y_{jg}}{n_i} - \frac{y_{ig} + \sum_{j \in P_i} y_{jg}}{n_i + 1} \right) \\ &= \gamma(x_{ig} - \bar{x}_g) + \delta \left( \frac{\sum_{j \in P_i} x_{jg}}{n_i} - \frac{x_{ig} + \sum_{j \in P_i} x_{jg}}{n_i + 1} \right) + (\epsilon_{ig} - \bar{\epsilon}_g) \end{aligned}$$

Simplificando alguns termos:

$$\begin{aligned} & \left( \frac{n_i y_{ig}}{n_i + 1} - \frac{\sum_{j \in P_i} y_{jg}}{n_i + 1} \right) - \beta \left( \frac{n_i \sum_{j \in P_i} y_{jg}}{n_i(n_i + 1)} - \frac{n_i y_{ig}}{n_i(n_i + 1)} \right) \\ &= \gamma(x_{ig} - \bar{x}_g) + \delta \left( \frac{\sum_{j \in P_i} x_{jg}}{n_i(n_i + 1)} - \frac{x_{ig}}{n_i(n_i + 1)} \right) + (\epsilon_{ig} - \bar{\epsilon}_g) \end{aligned}$$

Rearranjando a equação:

$$\begin{aligned} & y_{ig} \left( \frac{n_i}{n_i + 1} + \frac{n_i \beta}{n_i(n_i + 1)} \right) - \sum_{j \in P_i} y_{jg} \left( \frac{n_i}{n_i(n_i + 1)} + \frac{\beta}{n_i(n_i + 1)} \right) \\ &= \gamma(x_{ig} - \bar{x}_g) + \delta \left( \frac{\sum_{j \in P_i} x_{jg}}{n_i(n_i + 1)} - \frac{x_{ig}}{n_i(n_i + 1)} \right) + (\epsilon_{ig} - \bar{\epsilon}_g) \end{aligned}$$

Colocando o termo  $\frac{n_i + \beta}{n_i}$  em evidência no lado esquerdo da equação e  $\frac{\delta}{n_i}$  em evidência no segundo termo do lado direito:

$$\frac{n_i + \beta}{n_i} \left( \frac{y_{ig}}{n_i + 1} - \frac{\sum_{j \in P_i} y_{jg}}{n_i + 1} \right) = \gamma(x_{ig} - \bar{x}_g) + \frac{\delta}{n_i} \left( \frac{\sum_{j \in P_i} x_{jg}}{n_i + 1} - \frac{n_i x_{ig}}{n_i + 1} \right) + (\epsilon_{ig} - \bar{\epsilon}_g)$$

Somando e subtraindo  $\frac{y_{ig}}{n_i + 1}$ , dentro do termo entre parênteses, no lado esquerdo da equação e  $\frac{x_{ig}}{n_i + 1}$  no segundo termo entre parênteses do lado direito:

$$\begin{aligned} & \frac{n_i + \beta}{n_i} \left( \frac{y_{ig}}{n_i + 1} - \frac{\sum_{j \in P_i} y_{jg}}{n_i + 1} + \frac{y_{ig}}{n_i + 1} - \frac{y_{ig}}{n_i + 1} \right) \\ &= \gamma(x_{ig} - \bar{x}_g) + \frac{\delta}{n_i} \left( \frac{\sum_{j \in P_i} x_{jg}}{n_i + 1} - \frac{n_i x_{ig}}{n_i + 1} + \frac{x_{ig}}{n_i + 1} - \frac{x_{ig}}{n_i + 1} \right) + (\epsilon_{ig} - \bar{\epsilon}_g) \end{aligned}$$

Reescrevendo:

$$\frac{n_i + \beta}{n_i} (y_{ig} - \bar{y}_g) = \gamma(x_{ig} - \bar{x}_g) + \frac{\delta}{n_i} (\bar{x}_g - x_{ig}) + (\epsilon_{ig} - \bar{\epsilon}_g)$$

E, finalmente, se obtém a equação transformada:

$$y_{ig} - \bar{y}_g = \frac{(n_i \gamma - \delta)}{n_i + \beta} (x_{ig} - \bar{x}_g) + \frac{n_i}{n_i + \beta} (\epsilon_{ig} - \bar{\epsilon}_g) \quad (2)$$

A partir da equação (2), se assumirmos  $\gamma\beta + \delta \neq 0$ , nota-se que apenas um parâmetro composto pode ser recuperado da forma reduzida para cada grupo de tamanho  $n_i$ . No entanto, se se tiver ao menos três tamanhos de grupo distintos pode-se recuperar os parâmetros estruturais, exceto o parâmetro de efeitos fixos  $\alpha_g$ . Deve-se observar que o impacto de um desvio da característica média ( $x_{ig} - \bar{x}_g$ ) varia com o tamanho do grupo de  $i$ . Como a hipótese de interação em grupo impõe um padrão estrito em como isso ocorre, pode-se usar tais variações para a identificação dos parâmetros.

Boucher et al. (2014) elucidam a identificação dos efeitos dos pares através da variação no tamanho dos grupos. Quando se inclui o próprio indivíduo no computo do seu grupo de pares ( $i \in P_i$ ), os pares serão os mesmos para qualquer membro de algum grupo  $g$ ,  $P_{ig} = P_g$ , e os efeitos dos pares não poderão ser separados dos efeitos fixos do grupo. Assim, a hipótese de que o indivíduo é excluído de seu próprio grupo de pares nos permite distinguir os efeitos dos pares dos efeitos correlacionados e distinguir efeitos endógenos de efeitos exógenos.

Para uma melhor compreensão da identificação, supõe-se que não existe efeito endógeno,  $\beta = 0$ . Note que cada indivíduo possui um grupo de pares distinto de qualquer par, dessa forma,  $i \neq j$  implica em  $P_{ig} \neq P_{jg}$ . O primeiro ponto a ser destacado é que, dentro de um grupo, os atributos individuais  $x_{ig}$  são perfeitamente negativamente correlacionados com os atributos médios dos pares  $(\sum_{j \in P_i} x_j)/n_i$ . Assim, estudantes com uma habilidade acima da média, terão necessariamente alguns pares com habilidade abaixo da média, e vice-versa. Se tivermos efeitos

individuais e contextuais positivos ( $\gamma > 0$  e  $\delta > 0$ ), a dispersão nos resultados é reduzida pela correlação negativa entre a habilidade do indivíduo e a habilidade de seus pares. Nessa configuração de grupos, os efeitos dos pares reduzem a diferença de aprendizado entre estudantes de alta e baixa habilidade. Ao assumir a presença de efeitos dos pares, o impacto da diferença nos atributos sobre a diferença nos resultados reduz de  $\gamma$  para  $\gamma - \delta/n_i$ . Assim, variações no tamanho dos grupos podem ser utilizadas para identificar efeitos contextuais.

O segundo ponto a ser destacado é que essa redução é mais forte em grupos menores. Na medida em que o tamanho do grupo aumenta, a média dos atributos dos pares converge para a média do grupo, e os efeitos dos pares possuem uma crescente diminuição no impacto em como as diferenças nos regressores afetam diferenças nos resultados.

Em relação ao problema de reflexo, deve-se observar que os resultados são sujeitos a uma correlação negativa similar. Dentro de um grupo, estudantes com resultados acima da média terão necessariamente alguns pares com resultado abaixo da média. Assim, se  $\beta > 0$ , efeitos endógenos levarão a uma maior redução na dispersão dos resultados. A simultaneidade, entretanto, implica agora que esse decréscimo no impacto é não linear no coeficiente dos pares, passando de  $\gamma - \delta/n_i$  para  $(\gamma - \delta/n_i)/(1 + \beta/n_i)$ . Essa diferença na forma da redução dos impactos pode então ser usada para distinguir efeitos endógenos de efeitos contextuais.

#### 4.2. Tratamento de dados faltantes

Um problema existente na amostra é que não se observa sempre as notas de todos os estudantes dentro de um grupo. Alguns alunos, por algum motivo (um problema de saúde, por exemplo) não prestaram o exame no dia, nesses casos os alunos não podem realizar o exame em outra data, ficando assim sem a nota do teste. Para lidar com esse problema, optou-se por utilizar uma correção desenvolvida por Davezies et al. (2009) que permite o aproveitamento dos dados faltantes<sup>9</sup>.

O número total de estudantes em cada grupo é conhecido, mas apenas observamos as notas do teste de sub amostras  $M_i$  de tamanho  $m_i$  de cada grupo  $P_i$ , com  $m_i < n_i$  e  $\sum_{i=1}^I m_i = M$ . Assume-se que a decisão de um estudante adiar o exame é aleatória ou depende de variáveis observáveis estritamente exógenas, condicional no efeito fixo de grupos. Vejamos como adaptar a análise de Lee (2007) para esse quadro mais geral.

---

<sup>9</sup> Este método trabalha com a premissa de que o mecanismo gerador da não resposta é do tipo MAR (*missing at random*) de acordo com Little e Rubin (2014).

Seja  $L_i$  o complemento de  $P_i$ , por exemplo,  $L_i = M_i - P_i$ . A equação estrutural passa a ser:

$$y_{ig} = \tilde{\alpha}_g + \beta \frac{\sum_{j \in M_i} y_j}{n_i} + \gamma x_{ig} + \delta \frac{\sum_{j \in M_i} x_j}{n_i} + \epsilon_{ig}, \quad E(\epsilon_{ig} | \mathbf{X}, n_g, \alpha_g) \quad (3)$$

Onde o termo de efeito fixos de grupo,  $\tilde{\alpha}_g$ , passa a ser escrito na forma:

$$\tilde{\alpha}_g = \alpha_g + \beta \frac{\sum_{j \in L_i} y_j}{n_i} + \delta \frac{\sum_{j \in L_i} x_j}{n_i}$$

De acordo com Boucher et al. (2014), sob as hipóteses propostas, os estimadores são consistentes mesmo se não forem observadas as notas dos testes de todos os estudantes de cada grupo. Além disso, efeitos decorrentes de indivíduos não observados são os mesmos para todos indivíduos observados na amostra para o  $g$ -ésimo grupo. Eles são captados pelo efeito fixo do grupo. Usando a transformação *within*, obtemos a equação (3), equivalente à equação (2) mas agora as médias de  $y_g$ ,  $x_g$  e  $\epsilon_g$  são computadas sobre todos os estudantes observados no grupo.

#### 4.3. Proposta de instrumentos

A hipótese de que os indivíduos interagem em grupos tende a ser utilizada pela forma com que os dados são disponibilizados, sendo uma hipótese interessante, porém restritiva. Bramoullé, Djebbari e Fortin (2009) expandem a análise de Lee (2007), considerando a hipótese de que os indivíduos interagem através de *networks* sociais.

Os autores utilizam uma matriz de *network* conhecida, denotada por  $G$ , padronizada na linha,  $N \times N$  ( $N$  indica o tamanho da amostra) e exógena que define quem afeta quem, por exemplo:  $G_{ij} = n_i^{-1} (1\{j \in P_i\})$ . No entanto, supondo que os indivíduos interagem em grupos, tem-se um caso particular na qual a matriz  $G$  é uma matriz bloco diagonal, onde cada bloco é definido por  $n_g^{-1} (t_{n_g} t'_{n_g} - I_{n_g})$ , sendo  $t_{n_g}$  um vetor coluna de uns e  $I_{n_g}$  é a matriz identidade. Reescrevendo o modelo da equação (1) na forma matricial obtém-se:

$$Y = \alpha + \beta GY + \gamma X + \delta GX + \epsilon$$

sendo  $\alpha$  um vetor  $N \times 1$  de efeitos fixos de grupo.

Pré-multiplicando a equação acima por  $G$  e subtraindo-a de si mesma, tem-se o que Bramoullé, Djebbari e Fortin (2009) chamam de transformação *within* local. Essa operação equivale a tomar a média da equação (1) em relação a todos os pares do indivíduo  $i$  e subtrair essa média da equação de  $i$ . Essa abordagem é chamada local por não explorar completamente o fato de que o efeito fixo não é apenas o mesmo para todos os pares de  $i$ , mas também para todos os estudantes de seu grupo. Assim, se obtém:

$$(I - G)Y = \beta(I - G)GY + \gamma(I - G)X + \delta(I - G)GX + (I - G)\varepsilon \quad (4)$$

A forma reduzida correspondente é dada por:

$$(I - G)Y = (I - \beta G)^{-1}(\gamma I + \delta G)(I - G)X + (I - \beta G)^{-1}(I - G)\varepsilon \quad (5)$$

Assumindo a invertibilidade de  $(I - \beta G)$ , notando que  $(I - \beta G)^{-1} = \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k G^k$ , pode-se escrever:

$$(I - G)Y = \left( \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k G^k \right) \gamma(I - G)X + \left( \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k G^{k+1} \right) \delta(I - G)X + (I - \beta G)^{-1}(I - G)\varepsilon$$

Que pode ser reescrita na forma:

$$(I - G)Y = \left( \beta^0 G^0 + \sum_{k=0}^{\infty} \beta^{k+1} G^{k+1} \right) \gamma(I - G)X + \left( \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k G^{k+1} \right) \delta(I - G)X + (I - \beta G)^{-1}(I - G)\varepsilon$$

A partir dessa equação, obtém-se a seguinte versão:

$$(I - G)Y = \gamma(I - G)X + (\gamma\beta + \delta) \left( \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k G^{k+1} \right) (I - G)X + (I - \beta G)^{-1}(I - G)\varepsilon$$

Que por sua vez implica em:

$$E[(I - G)GY|X] = \gamma(I - G)GX + (\gamma\beta + \delta) \left( \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k G^{k+2} \right) (I - G)X \quad (6)$$

Bramoullé, Djebbari e Fortin (2009) mostram que as matrizes  $I, G, G^2$  e  $G^3$  são linearmente dependentes se, e somente se, a variável endógena do lado direito de (3),  $E[(I - G)GY|X]$ , é perfeitamente colinear com os regressores  $((I - G)X, (I - G)GX)$ . Quando essa colinearidade perfeita se mantém, o modelo estrutural é claramente não identificado. Porém, com  $G$  assumido exógeno, e se o termo  $E[(I - G)GY|X]$  não é perfeitamente colinear com os regressores  $\{(I - G)G^2X, (I - G)G^3X, \dots\}$ , pode-se usar tais regressores como instrumento para  $(I - G)GY$  em (4), permitindo assim a identificação. A intuição é que estamos usando as características dos pares dos pares (consideradas, portanto, exógenas) como um instrumento para o resultado dos pares. As restrições nos parâmetros indicam que se não há efeitos endógenos ou se ele é anulado pelos efeitos contextuais, a relação entre um indivíduo e seus pares não existe.

Quando se assume que os indivíduos interagem em grupos, são impostas restrições em  $G$  que acarretam no problema de reflexo. Como  $(I - G)G^{k+2}X$  são todas combinações lineares de  $((I - G)X, (I - G)GX)$ , esse método de identificação passa a ser inútil. Esse fato não será problema se, e somente se,  $I, G, G^2$  e  $G^3$  forem linearmente independentes. Se existir três tamanhos de grupos diferentes, pode-se garantir a condição de independência linear e assim identificar os efeitos sociais. Chikitani, Ponczek e Pinto (2015) salienta a importância da escolha do vetor  $X$  por determinar o instrumento a ser utilizado. Uma escolha equivocada incorre em um fraco instrumento.

Deve-se destacar ainda que a identificação do modelo proposta por Bramoullé, Djebbari e Fortin (2009), que se baseia na presença de tríades intransitivas na estrutura das *networks* poderia ser utilizada nesse estudo se houvesse grande variação de alunos entre as turmas ao longo dos anos. No entanto, essa variação é pequena.

Considerando-se o método proposto por Davezies et al. (2009), a equação (4) passa a ser escrita na forma:

$$JY = \beta JGY + JX\gamma + JGX\delta + J\varepsilon \quad (7)$$

A matriz bloco diagonal  $J = \text{Diag}(J_1, \dots, J_G)$ , onde  $J_g = I_{n_g} - \frac{1}{n_g} \iota_{n_g} \iota'_{n_g}$ , é um operador que permite obter os desvios em relação à média dos membros observados do grupo, em outras palavras, opera a transformação *whitin* considerando apenas os indivíduos cujos resultados e características são observados.

A respectiva forma reduzida do modelo passa a ser

$$JY = (I - \beta G)^{-1}(JX\gamma + JGX\delta) + (I - \beta G)^{-1}J\varepsilon \quad (8)$$

Assim, o termo endógeno passa a ser  $JGY$  e os instrumentos são  $JX$ ,  $JGX$  e  $JG^2X$ .

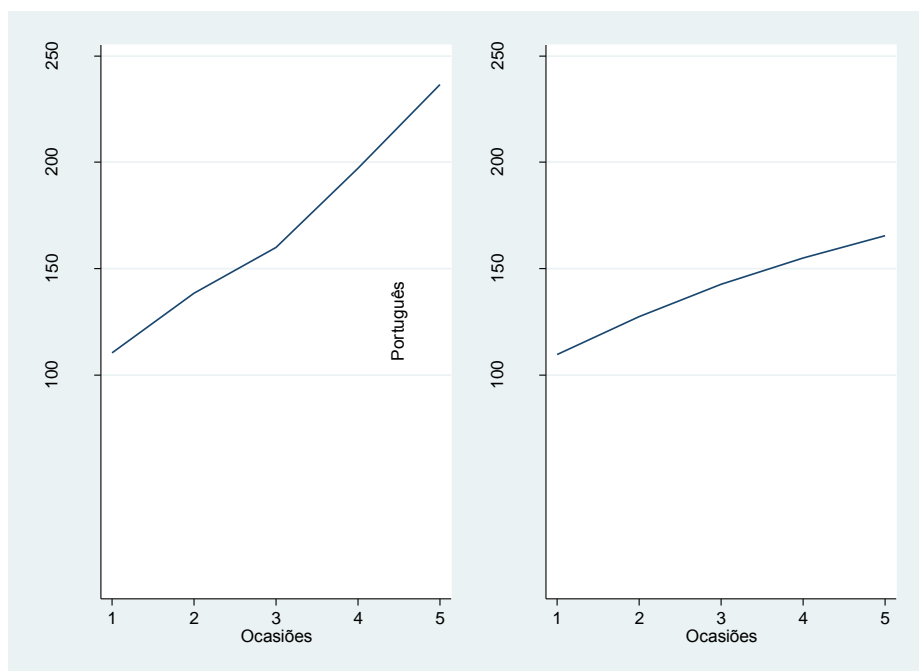
## 5. Resultados

O capítulo 5 traz os resultados do estudo. Na seção 5.1. será apresentada uma análise descritiva das principais variáveis utilizadas no modelo. O próximo passo do estudo consiste em aplicar os métodos propostos e apresentar, na seção 5.2, os resultados obtidos.

### 5.1. Análise descritiva

O gráfico 1 apresenta a evolução da proficiência média dos alunos, em matemática e português. De forma semelhante, os gráficos 2, 3 e 4 apresentam a evolução da proficiência média de acordo com o município, sexo e a raça dos alunos, respectivamente.

**Gráfico 1: Evolução da proficiência média**

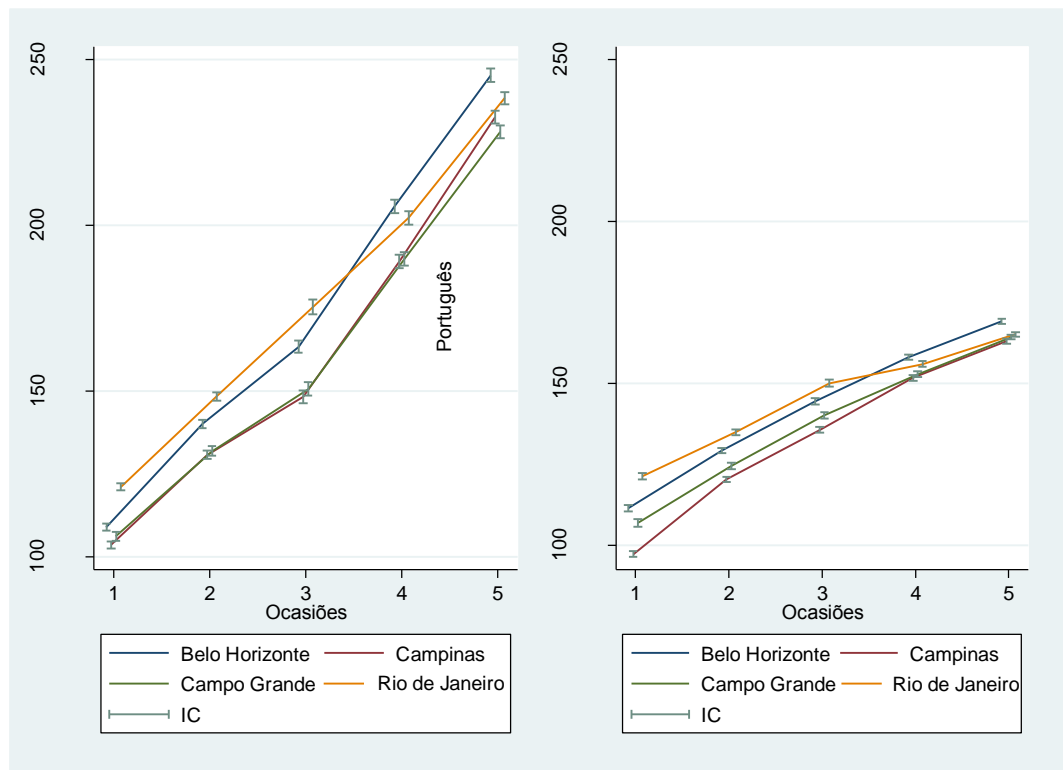


Fonte: GERES (elaboração própria).



Pode-se observar que o nível de proficiência inicial é muito próximo nas duas disciplinas, no entanto a evolução ocorre de maneira diferente. A proficiência média em matemática cresceu de maneira mais rápida em relação à proficiência média em português, cujo crescimento é mais suave. Além disso, como mostrado em Brooke e Bonamino (2011), o GERES adota escalas diferentes para cada disciplina, indicando que se deve analisar separadamente as proficiências em português e matemática.

**Gráfico 2: Evolução da proficiência média em cada município**



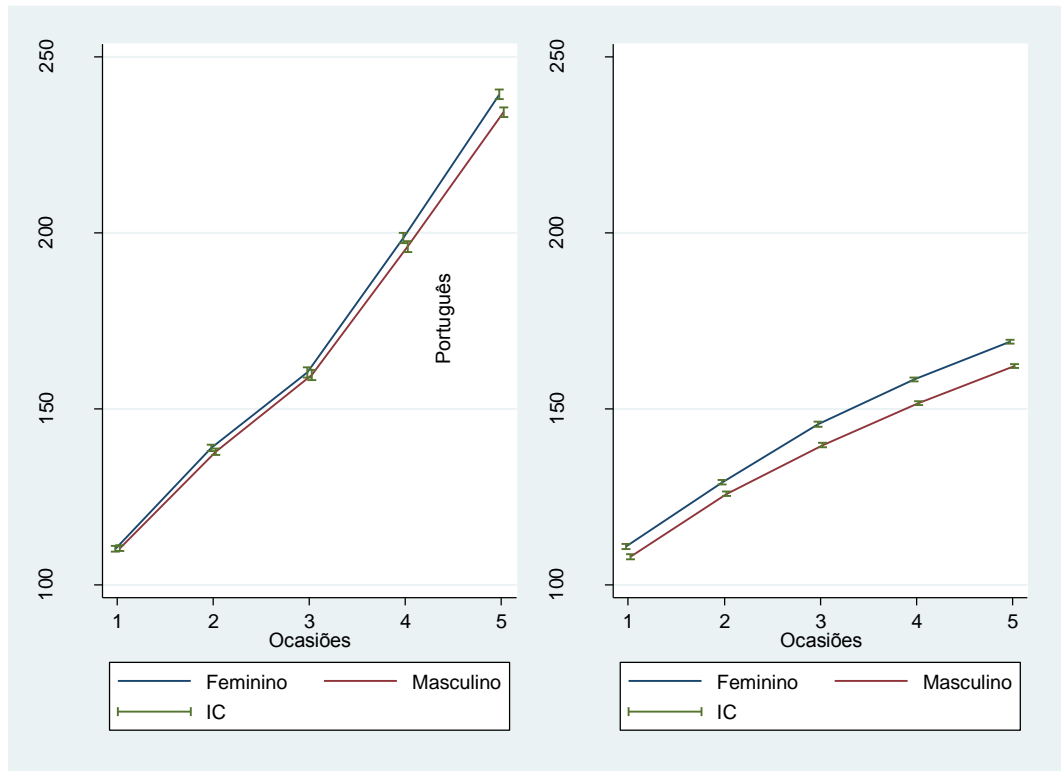
Fonte: GERES (elaboração própria).

Pode-se notar que existe uma diferença considerável na evolução da proficiência dos alunos dos diferentes municípios. Tanto em matemática quanto em português, a cidade do Rio de Janeiro apresentou o melhor desempenho, seguido por Belo Horizonte. Os alunos de Campinas apresentaram o pior desempenho inicial, mas conseguiram superar o desempenho em matemática dos alunos de Campo Grande. Essas diferenças no comportamento da evolução do desempenho dos alunos podem estar relacionadas a diferentes políticas educacionais adotadas em cada estado e município.

O gráfico 3 mostra a evolução da proficiência de acordo com o gênero do aluno. Em matemática a proficiência média de aluno e alunas é muito próxima desde o início, sendo que

as alunas têm um maior desempenho mais evidente a partir da quarta ocasião. Em português o comportamento da evolução é semelhante para meninos e meninas, no entanto as alunas tiveram claramente um maior desempenho ao longo de todas as ocasiões.

**Gráfico 3: Evolução da proficiência média de acordo com o gênero do aluno**



Fonte: GERES (elaboração própria).

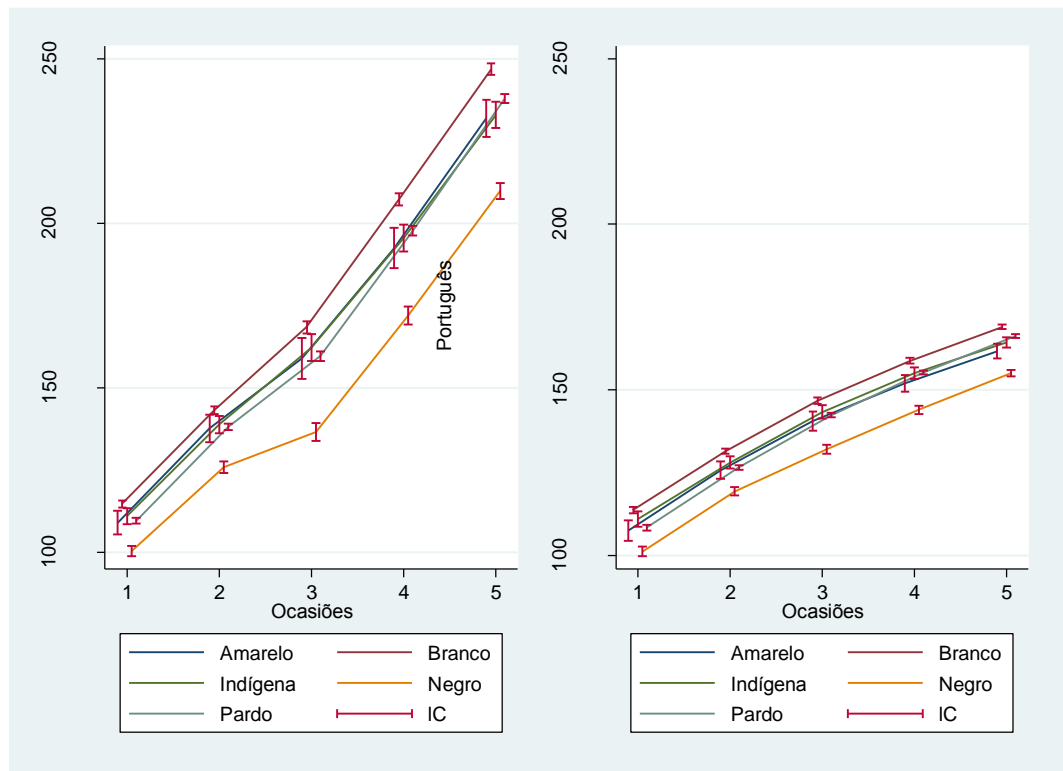
Ao analisar o gráfico 4, percebe-se que os alunos brancos possuem desempenho superior aos demais, enquanto os alunos negros apresentam o pior desempenho. Os alunos pardos, amarelos e indígenas possuem um desempenho muito parecido ao longo das ocasiões e em ambas as disciplinas. Nota-se também que o desempenho entre negros e brancos é mais próximo na primeira avaliação e se distancia ao longo das ocasiões, ou seja, a desigualdade da proficiência, entre alunos brancos e negros participantes do GERES, foi ampliada ao longo da primeira etapa do ensino fundamental.

O gráfico 5 apresenta a densidade<sup>10</sup> da proficiência ao longo das ocasiões. Em ambas as disciplinas a densidade da proficiência apresentou uma evolução suave e dispersa, exceto em matemática nas duas primeiras ocasiões. Esse comportamento da proficiência em matemática

<sup>10</sup> Foi utilizada a função Epanechnikov para a função de densidade Kernel.

pode estar relacionado com um maior esforço das escolas e professores em alfabetizar os alunos, enquanto as habilidades matemáticas passam a ser igualmente trabalhadas a partir da segunda série.

**Gráfico 4: Evolução da proficiência média de acordo com a raça do aluno**



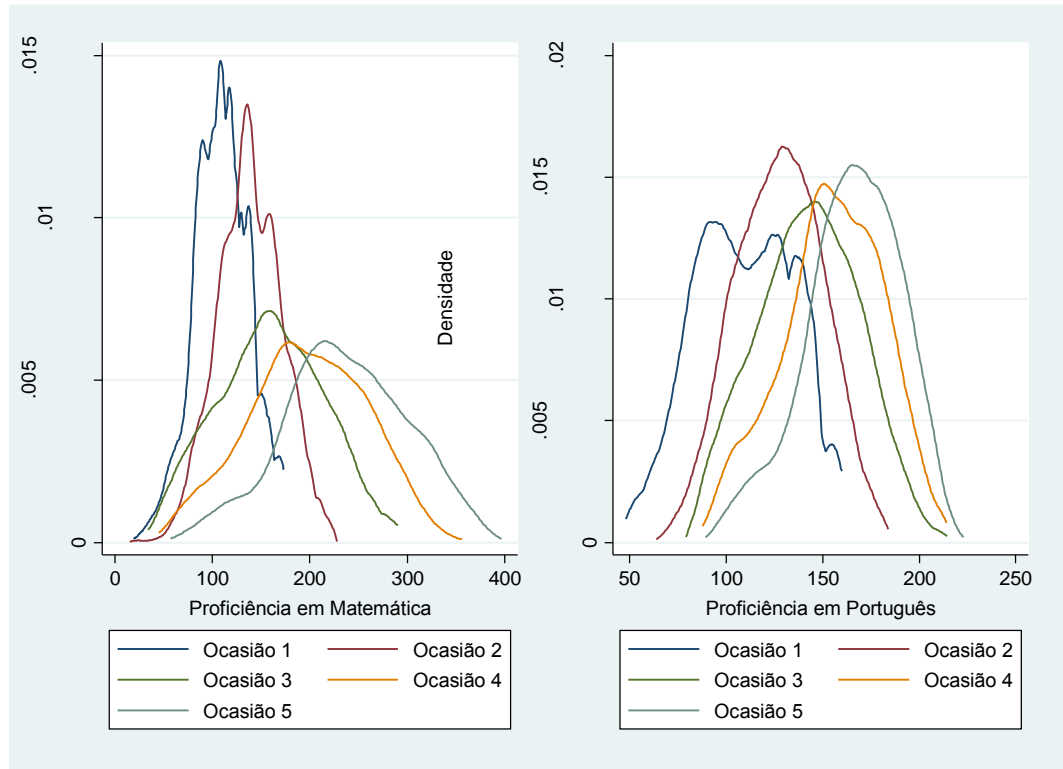
Fonte: GERES (elaboração própria).

Analisa-se agora as variáveis que compõe o vetor de características dos alunos. A escolha dessas variáveis é muito importante para a qualidade das estimações do modelo proposto. Se as variáveis escolhidas para compor o vetor forem ruins, provavelmente teremos um instrumento fraco. Utiliza-se uma dummy de gênero, uma dummy que indica a raça dos alunos e a variável NSE que indica o contexto familiar dos alunos.

A dummy de gênero é utilizada aqui pois, diversos estudos indicam uma influência do gênero sobre o desempenho escolar. Além disso, de acordo com Hoxby (2000) a proporção de alunos de certo gênero pode impactar o desempenho. O autor encontrou evidências de que alunos cujo grupo possuía maior proporção de meninas, tinham melhor desempenho em matemática. A literatura também mostra uma diferença no desempenho escolar de acordo com o grupo racial dos alunos. Por fim, assim como em Boucher et. al. (2014), utiliza-se uma medida do nível socioeconômico dos alunos. Alunos com um contexto familiar mais favorável podem

ter acesso a mais informações, melhor alimentação, saúde, lazer e assim atingirem um maior nível de aprendizado.

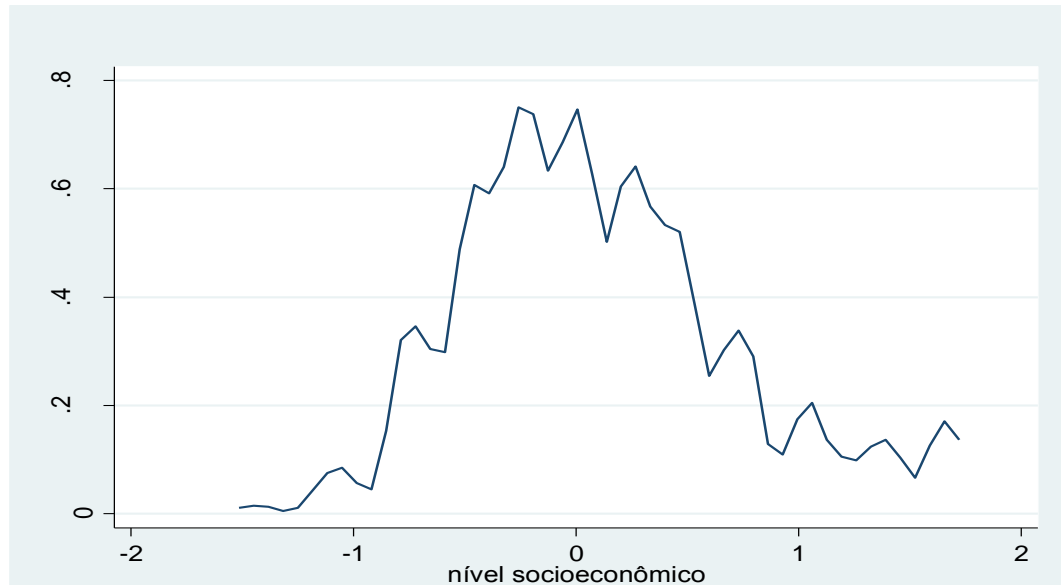
**Gráfico 5: Densidade Kernel das proficiências em matemática e português**



Fonte: GERES (elaboração própria).

Como visto anteriormente, a variável NSE foi calculada a partir de informações sobre escolaridade, renda e ocupação dos pais do aluno. Seus valores variam entre -1,453 e 1,661 e a média é de aproximadamente 0,114. O gráfico 6 apresenta a distribuição da densidade Kernel da variável NSE. Observa-se uma grande concentração de valores próximos da média e poucos valores nos extremos da distribuição.

Para melhor visualizar a distribuição do nível socioeconômico dos alunos, entre os municípios e entre os grupos raciais, a variável NSE foi dividida em três categorias: NSE abaixo da média (valores abaixo de 0,089), NSE em torno média (valores entre 0,089 e 0,131) e NSE acima da média (valores acima de 0,131). A média foi calculada considerando os quatro municípios. A tabela 2 mostra o nível socioeconômico em cada município. A cidade do Rio de Janeiro apresenta a maior proporção de alunos com nível socioeconômico acima da média, enquanto as demais possuem mais alunos com nível socioeconômico abaixo da média, sendo Campinas o município com maior proporção desses alunos.

**Gráfico 6: Distribuição de densidade da variável NSE**

Fonte: GERES (elaboração própria).

A tabela 3 apresenta o nível socioeconômico dos alunos por grupo racial. O único grupo racial que apresenta a maioria dos alunos com nível socioeconômico acima da média é o branco. Já os alunos negros são maioria com o nível socioeconômico abaixo da média. Isso indica que alunos cujo grupo de pares é prevalentemente negro, terão maior chances de ter um grupo de pares com contexto desfavorável. Os alunos pardos, assim como os amarelos e indígenas também possuem, em maioria, o nível socioeconômico abaixo da média, mas em proporções menores se comparado com os alunos negros.

**Tabela 2: Nível socioeconômico por município**

Município	NSE abaixo da média	NSE acima da média
Belo Horizonte	59,25	38,86
Campinas	54,76	44,16
Campo Grande	63,64	34,23
Rio de Janeiro	44,1	55,03
Total	54,51	44,07

Fonte: GERES (elaboração própria).

Por fim, a tabela 4 traz um resumo da média e desvio padrão das variáveis utilizadas.

**Tabela 3: Nível socioeconômico por grupo racial**

Raça aluno	NSE abaixo da média	NSE acima da média
Branco	43,3	55,5
Pardo	58,8	39,8
Negro	69,2	28,8
Amarelo	55	43,3
Indígena	57,6	41
Total	54,5	44,1

Fonte: GERES (elaboração própria).

Após essa análise descritiva, os próximos passos do estudo consistem em aplicar e analisar os métodos propostos, trazendo na próxima seção os resultados obtidos.

**Tabela 4: Estatísticas descritivas**

Variáveis		Ocasões				
		1	2	3	4	5
Proficiência em Matemática	Média	110,33	138,39	159,97	197,27	236,65
	Desvio padrão	28,34	32,77	54,86	61,18	64,3
Proficiência em Português	Média	109,47	127,5	142,64	154,86	165,48
	Desvio padrão	25,94	22,6	26,5	26,38	24,93
Nível Socioeconômico	Média	0,102	0,096	0,088	0,076	0,078
	Desvio padrão	0,609	0,606	0,595	0,574	0,553
Meninas	Média	0,495	0,496	0,492	0,479	0,474
	Desvio padrão	0,5	0,5	0,5	0,499	0,499
Branco	Média	0,341	0,342	0,34	0,332	0,329
	Desvio padrão	0,474	0,474	0,474	0,471	0,47

Fonte: GERES (elaboração própria).

Notas: Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados

## 5.2. Resultados das estimações

As estimativas foram feitas considerando duas amostras: uma em que foi feita correção proposta por Davezies et al. (2009) para aproveitar maior quantidade de informação. A outra amostra é um painel balanceado<sup>11</sup>. A condição para a identificação dos parâmetros proposta por Lee (2007), de que os grupos devem ter no mínimo três tamanhos distintos é facilmente satisfeita. As tabelas 5 e 6 resumem as informações sobre os tamanhos dos grupos. Além disso,

<sup>11</sup> Os pesos amostrais não foram utilizados. Foram calculados os pesos amostrais para poucos alunos da base de dados o que tornou inviável sua utilização.

para uma boa identificação dos parâmetros deve-se garantir que não haja concentração em poucos valores de tamanho de turma. Os gráficos 7, 8, 9 e 10, no anexo, apresentam os histogramas para o tamanho das turmas. A análise indica que existe boa variação no tamanho das turmas, o que favorece o uso do método de Lee (2007). Outra condição necessária para uma boa aderência ao método é que exista uma boa variação da proficiência e das características dos alunos dentro das turmas. Se as turmas forem, em grande parte, homogêneas, os parâmetros não são bem identificados. A tabela 7 mostra a variância intraturmas, calculada para as variáveis de proficiência e nível socioeconômico.

A variância dentro das turmas foi calculada com base no índice de desigualdade de Entropia Generalizada. Os valores obtidos indicam uma variação pequena no desempenho escolar de português e uma variação grande do nível socioeconômico dos alunos de uma mesma turma. De maneira geral, os indícios são de que as turmas não são muito homogêneas, o que permite uma boa identificação dos parâmetros.

Quando se utiliza o método proposto por Davezies et al. (2009), tem-se dois tamanhos de grupo distintos. O tamanho real dos grupos corresponde ao número total de alunos que estão no grupo, independentemente de as informações serem ou não observadas. Já o tamanho observado do grupo, corresponde ao número de indivíduos que pertencem ao grupo, cujas informações são observadas.

**Tabela 5: Tamanho dos grupos (painel não balanceado)**

Matemática	Tamanho real dos grupos				Tamanhos distintos	Tamanho observado dos grupos				Tamanhos distintos	Nº de grupos
	Média	D. P.	Mín.	Máx.		Média	D. P.	Mín.	Máx.		
Agrupado	28,79	7,34	2	68	48	20,21	7,45	2	42	41	3045
Ocasão 1	26,01	5,36	4	57	38	15,42	5,55	2	32	29	667
Ocasão 2	27,78	5,62	5	68	38	16,53	5,69	2	34	32	674
Ocasão 3	29,37	6,26	2	49	44	18,64	5,53	2	38	33	656
Ocasão 4	29,83	8,33	2	45	44	21,00	6,99	2	39	37	830
Ocasão 5	29,60	8,38	2	49	46	25,10	7,53	2	42	41	885
Português											
Agrupado	28,80	7,33	2	68	48	20,17	7,41	2	42	40	3046
Ocasão 1	26,02	5,36	4	57	38	15,41	5,55	2	32	29	667
Ocasão 2	27,78	5,60	5	68	38	16,51	5,69	2	34	32	674
Ocasão 3	29,37	6,25	2	49	44	18,64	5,56	3	38	33	656
Ocasão 4	29,83	8,32	2	45	44	21,00	6,96	2	39	37	831
Ocasão 5	29,61	8,37	2	49	46	24,99	7,49	2	42	40	885

Fonte: GERES (elaboração própria).

Notas: Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados

O tamanho médio dos grupos varia de 15,41 a 29,83 entre as ocasiões na amostra não balanceada e o desvio padrão varia entre 5,36 e 8,38. Na amostra balanceada o tamanho médio dos grupos fica entre 15,17 e 15,62 com desvio padrão entre 5,46 e 6,01. Esses valores ficam mais próximos do que Lee (2007) define como modelos com pequenas interações de grupos (grupos com 6,5 alunos em média).

Antes de apresentar os resultados obtidos pelo estimador de 2SLS, as tabelas 8 e 9 apresentam os resultados das estimações por OLS (matemática e português, respectivamente) utilizando a base não balanceada. A primeira coluna mostra a estimação feita com os dados agrupados e as demais mostram os resultados obtidos para cada período.

**Tabela 6: Tamanho dos grupos (painel balanceado)**

Matemática	Tamanho dos grupos				Tamanhos distintos	Nº de grupos
	Média	D. P.	Mín.	Máx.		
Agrupado	15,43	5,71	2	33	31	2747
Ocasão 1	15,40	5,56	2	32	29	666
Ocasão 2	15,31	5,52	2	32	29	669
Ocasão 3	15,49	5,46	2	32	30	643
Ocasão 4	15,62	5,95	2	33	30	707
Ocasão 5	15,32	6,01	2	33	30	727
Português						
Agrupado	15,29	5,72	2	32	31	2744
Ocasão 1	15,25	5,59	2	32	29	667
Ocasão 2	15,17	5,55	2	32	29	670
Ocasão 3	15,36	5,49	2	33	30	644
Ocasão 4	15,47	5,93	2	33	30	703
Ocasão 5	15,19	6,02	2	33	30	726

Fonte: GERES (elaboração própria).

De maneira geral, as estimativas dos estimadores OLS apontaram a existência de efeitos endógenos e contextuais para matemática. Os coeficientes que indicam os efeitos individuais também foram, em geral, estatisticamente significativos. Além da variável de nível socioeconômico, foram utilizadas *dummies* para o gênero e para a raça. A variável sexo assume valor 1 para alunos do sexo feminino e a *dummy* de raça assume valor 1 para alunos brancos.

A variação do coeficiente de efeitos endógenos entre as estimações foi pequena. Já os coeficientes de efeitos contextuais apresentaram grande variação de magnitude e algumas variações de sinal entre as ocasiões.



**Tabela 7: Variação intraturmas**

Variável	Variação intraturmas				
	Ocasão				
	1	2	3	4	5
Proficiência Matemática	0,01586	0,01365	0,02943	0,02441	0,01967
Proficiência Português	0,00990	0,00657	0,00896	0,00783	0,00630
Nível Socioeconômico	7,59049	8,47423	10,0344	13,02149	11,9309

Fonte: GERES (elaboração própria).

Notas: Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados

Os resultados das estimativas para Português foram semelhantes. Novamente, os coeficientes de efeitos endógenos foram significativos e apresentaram pouca variabilidade entre as estimações. Os coeficientes de efeitos contextuais apresentaram maior variabilidade e em algumas ocasiões alguns coeficientes deixaram de ser significativos. Os coeficientes que medem os efeitos individuais, foram, em maioria, significativos. No entanto, deve-se lembrar que essas estimações por OLS são robustos à presença de simultaneidade. Sendo assim, os coeficientes dessas regressões são enviesados.

**Tabela 8: Resultado OLS - Matemática (não balanceado)**

Variáveis	Matemática					
	Agrupado	Ocasão1	Ocasão2	Ocasão3	Ocasão4	Ocasão5
Efeito endógeno						
JGY	-0,962*** (0,000113)	-0,961*** (0,000121)	-0,964*** (9,82e-05)	-0,965*** (0,000133)	-0,963*** (0,000238)	-0,961*** (0,000258)
Efeitos individuais JX						
Nível socioeconômico	0,233*** (0,0162)	0,174*** (0,0206)	0,0924*** (0,0198)	0,375*** (0,0275)	0,327*** (0,0368)	0,202*** (0,0398)
Feminino	-0,0785*** (0,0128)	0,0304* (0,0179)	0,0201 (0,0173)	-0,328*** (0,0266)	0,139*** (0,0284)	-0,149*** (0,0316)
Branco	-0,0455*** (0,0142)	0,0980*** (0,0194)	-0,0463*** (0,0176)	-0,339*** (0,0288)	0,0894*** (0,0322)	-0,0704** (0,0353)
Efeitos Contextuais JGX						
Nível socioeconômico	5,304*** (0,272)	4,089*** (0,462)	2,553*** (0,475)	9,726*** (0,618)	7,722*** (0,579)	3,765*** (0,516)
Feminino	-2,454*** (0,209)	0,685* (0,408)	0,458 (0,424)	-9,062*** (0,644)	3,077*** (0,410)	-4,857*** (0,405)
Branco	-1,352*** (0,235)	2,403*** (0,440)	-1,042** (0,426)	-8,934*** (0,695)	1,728*** (0,481)	-2,336*** (0,453)
Nº de observações	58950	8644	9455	10763	13268	16820
R <sup>2</sup>	0,999	1,000	1,000	1,000	0,999	0,999

Notas: Desvio padrão entre parênteses; O \* indica significância estatística (\*\*\*) p<0,01 \*\* p<0,05 \* p<0,1); Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

O interesse, portanto, é analisar os resultados das estimações por 2SLS, utilizando o vetor  $Z = [JX, JGX, JG^2X]$  de instrumentos para o termo endógeno JGY (ou o vetor  $Z = [(I - G)X, (I - G)GX, (I - G)G^2X]$  de instrumentos para o termo endógeno  $(I - G)GY$  para a amostra balanceada). As tabelas 10 e 11 apresentam o primeiro estágio da estimação para Matemática e Português, respectivamente.

Observa-se que tanto para Matemática quanto para Português poucos coeficientes foram significativos. Para Matemática, apenas o coeficiente de sexo foi significativo com os dados agrupados. O coeficiente de nível socioeconômico foi significativo na segunda ocasião e os coeficientes de sexo e raça foram significativos na quarta ocasião. Na regressão para Português todas as ocasiões apresentaram algum coeficiente estatisticamente significativo, mas observa-se uma grande volatilidade em seus valores, tanto entre as ocasiões quanto em relação às estimativas para Matemática.

**Tabela 9: Resultado OLS - Português (não balanceado)**

Variáveis	Português					
	Agrupado	Ocasião1	Ocasião2	Ocasião3	Ocasião4	Ocasião5
Efeito endógeno						
JGY	-0,963*** (0,000107)	-0,962*** (0,000105)	-0,964*** (8,95e-05)	-0,965*** (0,000124)	-0,963*** (0,000242)	-0,960*** (0,000278)
Efeitos individuais JX						
Nível socioeconômico	0,146*** (0,00702)	5,25e-05 (0,0140)	0,00563 (0,0115)	0,366*** (0,0125)	0,106*** (0,0165)	0,160*** (0,0167)
Feminino	0,0430*** (0,00559)	0,287*** (0,0121)	0,182*** (0,0101)	0,165*** (0,0121)	0,130*** (0,0128)	0,00413 (0,0134)
Branco	0,00542 (0,00622)	0,0135 (0,0131)	0,0505*** (0,0103)	0,0917*** (0,0131)	0,0924*** (0,0144)	-0,0428*** (0,0149)
Efeitos Contextuais JGX						
Nível socioeconômico	3,448*** (0,117)	-0,0838 (0,313)	0,171 (0,277)	9,620*** (0,282)	2,412*** (0,261)	3,503*** (0,214)
Feminino	0,661*** (0,0911)	6,980*** (0,276)	4,718*** (0,247)	4,367*** (0,293)	2,690*** (0,184)	-0,978*** (0,171)
Branco	0,0692 (0,103)	0,393 (0,298)	1,394*** (0,251)	2,543*** (0,317)	1,846*** (0,215)	-1,096*** (0,192)
Nº de observações	58864	8636	9442	10753	13282	16751
R <sup>2</sup>	0,999	1,000	1,000	1,000	0,999	0,999

Notas: Desvio padrão entre parênteses; O \* indica significância estatística (\*\*\*)  $p < 0,01$  \*\*  $p < 0,05$  \*  $p < 0,1$ ); Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

No entanto, alguns testes foram realizados para verificar a qualidade dos instrumentos considerados no modelo. Sabe-se que um bom instrumento deve ser exógeno e ser fortemente

correlacionado com a variável endógena. O primeiro estágio da regressão deu indícios de baixa correlação. Pode-se verificar com mais segurança se essa propriedade do instrumento é satisfeita através da correlação simples entre os instrumentos e a variável endógena. A tabela 12 apresenta essas correlações.

**Tabela 10: Primeiro estágio - Matemática**

Variáveis	Matemática JGY					
	Agrupado	Ocasão1	Ocasão2	Ocasão3	Ocasão4	Ocasão5
<b>Características próprias JX</b>						
Nível socioeconômico	-11,61*** (0,901)	-3,749 (3,252)	1,828 (3,642)	-16,76*** (2,956)	-13,10*** (1,903)	-13,46*** (1,686)
Feminino	-2,296*** (0,721)	-3,041 (3,042)	0,000548 (3,609)	-5,029 (3,462)	-1,432 (1,478)	-4,125*** (1,349)
Branco	-2,692*** (0,778)	-3,348 (3,554)	5,083 (3,237)	2,753 (3,461)	-5,079*** (1,618)	-4,189*** (1,471)
<b>Efeitos contextuais JGX</b>						
Nível socioeconômico	-32,87 (21,13)	63,50 (103,3)	269,0** (121,9)	-113,1 (78,18)	-22,62 (43,72)	-30,75 (36,26)
Feminino	-54,25*** (16,91)	-123,6 (100,8)	41,94 (129,9)	-180,5* (108,5)	-48,52 (33,11)	-69,09** (29,05)
Branco	-22,86 (18,04)	-134,1 (121,5)	180,3* (107,2)	126,4 (106,3)	-60,48* (35,89)	-26,36 (31,04)
<b>Instrumentos JG<sup>2</sup>X</b>						
Nível socioeconômico	-45,12 (28,15)	480,2 (703,0)	1538* (837,6)	-203,1 (143,1)	-43,20 (62,72)	-29,78 (45,41)
Feminino	-49,67** (21,69)	-878,3 (716,7)	679,7 (1006)	-654,2 (522,0)	-83,51* (44,78)	-51,25 (35,77)
Branco	-16,83	-1339	956,3	656,9	-95,81*	-11,43
Nº de observações	58950	8644	9455	10763	13268	16820
R <sup>2</sup>	0,011	0,012	0,012	0,017	0,013	0,011

Notas: Desvio padrão entre parênteses; O \* indica significância estatística (\*\*\*)  $p < 0,01$  \*\*  $p < 0,05$  \*  $p < 0,1$ ); Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

Os resultados indicam uma correlação muito fraca ou inexistente. Poucas correlações foram estatisticamente significativas, sendo a variável de nível socioeconômico a que teve significância estatística com maior frequência. Ainda assim, foram realizados os testes de restrições sobreidentificadoras (teste Sargan) e o teste Stock e Yogo para verificar se os instrumentos são fortes. A tabela 13 apresenta os resultados do teste Sargan.

**Tabela 11: Primeiro Estágio - Português**

Variáveis	Português JGY					
	Agrupado	Ocasião1	Ocasião2	Ocasião3	Ocasião4	Ocasião5
<b>Características próprias JX</b>						
Nível socioeconômico	-5,533*** (0,416)	-6,294** (2,539)	-2,676 (2,317)	-7,280*** (1,444)	-5,646*** (0,839)	-5,210*** (0,662)
Feminino	-5,776*** (0,333)	-3,865 (2,374)	-3,661 (2,302)	-5,112*** (1,691)	-7,156*** (0,652)	-6,977*** (0,530)
Branco	-1,156*** (0,360)	-1,464 (2,773)	0,605 (2,061)	-0,0909 (1,690)	-2,709*** (0,712)	-0,947 (0,580)
<b>Efeitos contextuais JGX</b>						
Nível socioeconômico	-8,988 (9,774)	-35,68 (80,65)	58,40 (77,51)	-32,07 (38,17)	-4,612 (19,30)	-1,043 (14,26)
Feminino	-29,05*** (7,831)	-80,71 (78,62)	-41,54 (82,95)	7,935 (53,01)	-39,74*** (14,61)	-36,26*** (11,45)
Branco	-8,399 (8,367)	-58,53 (94,78)	30,97 (68,36)	12,93 (51,93)	-49,98*** (15,78)	4,630 (12,31)
<b>Instrumentos JG<sup>2</sup>X</b>						
Nível socioeconômico	-17,32 (12,92)	12,48 (548,4)	494,9 (532,6)	-121,3* (69,87)	-2,113 (27,64)	-7,915 (17,72)
Feminino	-26,65*** (10,02)	-1036* (559,2)	-492,5 (645,3)	40,97 (254,9)	-54,53*** (19,74)	-24,07* (14,07)
Branco	-8,925 (11,28)	-773,9 (708,5)	-98,21 (448,8)	-66,29 (252,6)	-83,84*** (24,19)	14,42 (15,62)
Nº de observações	58864	8636	9442	10753	13282	16751
R <sup>2</sup>	0,027	0,020	0,021	0,033	0,031	0,031

Notas: Desvio padrão entre parênteses; O \* indica significância estatística (\*\*\*)  $p < 0,01$  \*\*  $p < 0,05$  \*  $p < 0,1$ ); Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

Ao contrário do esperado, na maioria dos casos não se rejeita a hipótese nula do teste. A rejeição ocorre apenas para os dados agrupados no caso de Português e na quinta ocasião para ambas as disciplinas. A rejeição da hipótese nula indica que pelo menos um dos instrumentos não é válido, mas não indica qual é esse instrumento.

**Tabela 12: Correlação de Pearson (não balanceado)**

Instrumentos	Matemática						
	JG <sup>2</sup> X	Agrupado	Ocasião 1	Ocasião 2	Ocasião 3	Ocasião 4	Ocasião 5
NSE		-0,01*	-0,06*	-0,07*	-0,03*	-0,01	-0,01
Feminino		0,01	0,01	0,00	0,02	0,00	0,01
Branco		0,00	-0,02	-0,01	0,01	0,00	0,00
		Português					
NSE		-0,02*	-0,05*	-0,06*	-0,03*	0,00	-0,02*
Feminino		0,00	-0,06*	-0,07*	-0,02*	-0,01	0,00
Branco		0,00	-0,01	-0,02*	-0,01	-0,01	-0,01

Notas: Desvio padrão entre parênteses; O \* indica significativo ( $p < 0,05$ ). Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

O teste proposto por Hausman, Stock e Yogo (2005) também permite a identificação de instrumentos fracos comparando o viés relativo entre os resultados da estimação por OLS e os resultados obtidos com o 2SLS. A análise do teste é feita pela comparação entre o valor da estatística F e o os valores críticos do critério de viés relativo. A hipótese nula, de que os instrumentos são fracos, é rejeitada quando o valor da estatística F é maior que o valor crítico. Dessa forma, não se rejeita a hipótese nula em nenhuma das ocasiões consideradas.

**Tabela 13: Teste Sargan (não balanceado)**

Modelo	Matemática		Português	
	Sargan $\chi^2$	p-valor	Sargan $\chi^2$	p-valor
Agrupado	3,31	0,19	42,72	0,00
Ocasião 1	4,14	0,13	2,49	0,29
Ocasião 2	0,62	0,73	1,34	0,51
Ocasião 3	2,65	0,26	0,41	0,81
Ocasião 4	0,20	0,90	2,09	0,35
Ocasião 5	10,27	0,00	98,84	0,00

Nota: Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

O teste proposto por Hausman, Stock e Yogo (2005) também permite a identificação de instrumentos fracos comparando o viés relativo entre os resultados da estimação por OLS e os resultados obtidos com o 2SLS. A análise do teste é feita pela comparação entre o valor da estatística F e o os valores críticos do critério de viés relativo. A hipótese nula, de que os instrumentos são fracos, é rejeitada quando o valor da estatística F é maior que o valor crítico. Dessa forma, não se rejeita a hipótese nula em nenhuma das ocasiões consideradas (tabela 14).

Apesar das evidências de instrumentos fracos, os resultados do segundo estágio são apresentados. A tabela 15 apresenta o segundo estágio da regressão para Matemática. Os

coeficientes relativos aos efeitos endógenos foram significativos em todas as ocasiões e assim como encontrado em Boucher et al. (2014) e Chikitani, Ponczek e Pinto (2015), o sinal foi negativo. Os últimos autores chamam atenção para o fato de que se deve esperar coeficientes positivos. Isso porque considera-se o exemplo ou a competição entre os pares como o mecanismo pelo qual os efeitos endógenos ocorrem. Assim, o aluno cujos pares possuem bom desempenho deveria ser impactado positivamente. O sinal negativo nos indica o contrário: Alunos tem o desempenho prejudicado quando possuem pares com desempenho superior.

No caso dos efeitos contextuais os coeficientes apresentaram grande variabilidade de valores entre as ocasiões. Além disso, nas estimativas para os dados agrupados e para a última ocasião todos os coeficientes foram significativos, enquanto nas ocasiões 2 e 3 nenhum dos coeficientes foram significativos.

**Tabela 14: Teste Stock e Yogo (não balanceado)**

	Matemática					
	Agrupado	Ocasião 1	Ocasião 2	Ocasião 3	Ocasião 4	Ocasião 5
Estatística F	2,36	0,97	2,46	1,23	1,91	0,76
	Português					
	Estatística F	2,74	1,32	1,11	1,03	5,37
Viés relativo		5%	10%	20%	30%	
		13,91	9,08	6,46	5,39	

Nota: Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

Os resultados do segundo estágio para Português (tabela 16) foram semelhantes. Novamente os coeficientes que indicam efeitos endógenos foram significativos e negativos (Boucher et al. (2014) encontram coeficientes positivos para Francês). Em relação aos efeitos contextuais, a variabilidade dos valores dos coeficientes entre as ocasiões foi consideravelmente menor do que em Matemática. Porém, enquanto nas ocasiões 4 e 5 todos os coeficientes foram significativos, nas ocasiões 1, 2 e 3 nenhum dos coeficientes apresentaram significância estatística.

A magnitude dos coeficientes de efeitos endógenos em Português ficou muito próxima dos coeficientes encontrados para Matemática, sendo ligeiramente maior apenas na regressão com dados agrupados e na ocasião 4. Os coeficientes de efeitos contextuais em Português, de maneira geral, também foram menores quando comparados com os coeficientes encontrados em Matemática. Esse fato pode indicar que alunos interagem mais entre si para o aprendizado de Matemática, enquanto o estudo de Português é mais individual. Os indícios são de que alunos

que pertencem a grupos com um nível socioeconômico médio mais elevado melhoram seu desempenho escolas nas disciplinas consideradas.

**Tabela 15: Segundo estágio – Matemática (não balanceado)**

Variáveis	Matemática					
	Agrupado	Ocasão1	Ocasão2	Ocasão3	Ocasão4	Ocasão5
<b>Efeito endógeno</b>						
JGY	-0,923*** (0,0180)	-0,907*** (0,0322)	-0,910*** (0,0201)	-0,795*** (0,0890)	-0,782*** (0,0763)	-0,962*** (0,0221)
<b>Efeitos individuais JX</b>						
Nível socioeconômico	0,648*** (0,193)	0,468** (0,203)	0,323** (0,142)	2,619** (1,220)	2,527*** (0,961)	0,192 (0,284)
Feminino	-0,0357 (0,0297)	0,0269 (0,0875)	0,0818 (0,102)	0,0725 (0,390)	0,0805 (0,191)	-0,152** (0,0688)
Branco	0,0479 (0,0495)	0,0499 (0,0991)	-0,0970 (0,103)	-0,195 (0,364)	0,674** (0,327)	-0,0736 (0,0948)
<b>Efeitos Contextuais JGX</b>						
Nível socioeconômico	5,493*** (0,483)	4,035* (2,260)	-0,0502 (2,888)	11,25 (7,697)	7,139* (3,860)	3,757*** (0,567)
Feminino	-1,629*** (0,525)	1,208 (2,018)	1,293 (2,446)	4,763 (10,75)	2,814 (2,732)	-4,882*** (0,810)
Branco	-0,801* (0,482)	0,909 (2,329)	-2,848 (2,530)	-9,272 (8,615)	3,197 (3,259)	-2,353*** (0,640)
Nº de observações	58950	8644	9455	10763	13268	16820
R <sup>2</sup>	0,998	0,997	0,997	0,969	0,964	0,999

Notas: Desvio padrão entre parênteses; O \* indica significância estatística (\*\*\*)  $p < 0,01$  \*\*  $p < 0,05$  \*  $p < 0,1$ ); Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

Entre os coeficientes de efeitos individuais, o que capta os efeitos do nível socioeconômico foi o que apresentou significância estatística na maioria das regressões. O resultado indica que alunos com melhor nível socioeconômico apresentam melhor desempenho nos testes de Matemática e Português. O coeficiente que captura os efeitos do gênero dos alunos não apresentou significância estatística na maioria das ocasiões.

Em comparação com os estudos de Pinto (2008), Jales (2010) e Firpo, Jales e Pinto (2015), para o Brasil, os resultados encontrados para efeitos endógenos em Matemática<sup>12</sup> apresentam uma maior magnitude. O nível socioeconômico apresenta valores semelhantes aos encontrados por Jales (2010), mas são menores que os encontrados em Pinto (2008) e Firpo, Jales e Pinto (2015). Em relação ao gênero e raça, os coeficientes encontrados aqui foram menores, e com sinais opostos em relação aos estudos citados acima.

<sup>12</sup> Esses estudos não abordam a proficiência em Português, apenas Matemática.

**Tabela 16: Segundo estágio – Português (não balanceado)**

Variáveis	Português					
	Agrupado	Ocasião1	Ocasião2	Ocasião3	Ocasião4	Ocasião5
Efeito endógeno						
JGY	-0,974*** (0,00985)	-0,880*** (0,0415)	-0,871*** (0,0510)	-0,715*** (0,142)	-0,801*** (0,0410)	-0,961*** (0,0170)
Efeitos individuais JX						
Nível socioeconômico	0,0874* (0,0513)	0,544* (0,300)	0,463* (0,280)	1,742** (0,818)	1,011*** (0,248)	0,158* (0,0867)
Feminino	-0,0149 (0,0508)	0,291*** (0,103)	0,348** (0,141)	1,504* (0,796)	1,106*** (0,258)	0,00202 (0,108)
Branco	-0,00575 (0,0119)	-0,0523 (0,116)	-0,00588 (0,115)	0,0674 (0,255)	0,269*** (0,0960)	-0,0433 (0,0276)
Efeitos Contextuais JGX						
Nível socioeconômico	3,466*** (0,129)	3,547 (3,225)	2,048 (3,139)	4,560 (6,184)	2,899* (1,539)	3,505*** (0,226)
Feminino	0,537*** (0,147)	2,304 (3,328)	2,204 (2,982)	4,431 (5,702)	3,868*** (1,124)	-0,984*** (0,348)
Branco	0,0277 (0,118)	-2,109 (2,823)	-1,857 (3,228)	-2,632 (6,826)	2,509** (1,279)	-1,099*** (0,223)
Nº de observações	58864	8636	9442	10753	13282	16751
R <sup>2</sup>	0,999	0,993	0,991	0,935	0,972	0,999

Notas: Desvio padrão entre parênteses; O \* indica significância estatística (\*\*\* p<0,01 \*\* p<0,05 \* p<0,1); Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

Comparando os estimadores OLS e 2SLS, nota-se, em geral, valores maiores nos primeiros estimadores, ao contrário do que foi encontrado em De Giorgi (2009) e De Melo (2011). A evidência aqui é de os estimadores OLS podem estar superestimando os parâmetros pelo problema de reflexo, em outras palavras, sofrendo viés de simultaneidade. Quando se utiliza a amostra de dados balanceada, os resultados das regressões OLS obtidos com o painel de dados balanceado não diferem muito dos resultados obtidos com a base de dados não balanceada. A grande diferença está na magnitude dos coeficientes que passou a ser muito maior. Os resultados são apresentados nas tabelas 17 e 18. Novamente os resultados apontaram para a existência de efeitos endógenos e contextuais e o comportamento dos coeficientes entre as ocasiões foi semelhante.



**Tabela 17: Resultado OLS - Matemática (balanceado)**

Variáveis	Matemática					
	Agrupado	Ocasião1	Ocasião2	Ocasião3	Ocasião4	Ocasião5
Efeito endógeno						
(I - G)GY	-2,707*** (0,0187)	-3,665*** (0,0498)	-3,916*** (0,0510)	-4,655*** (0,0577)	-2,460*** (0,0395)	-2,384*** (0,0365)
Efeitos individuais (I - G)X						
Nível socioeconômico	8,544*** (0,487)	9,506*** (0,661)	10,88*** (0,764)	10,78*** (1,068)	10,94*** (1,292)	11,07*** (1,334)
Feminino	4,051*** (0,411)	3,130*** (0,606)	1,954*** (0,699)	-5,781*** (0,905)	6,752*** (1,100)	4,733*** (1,099)
Branco	3,430*** (0,442)	0,810 (0,585)	0,00300 (0,678)	1,322 (1,000)	6,100*** (1,171)	4,266*** (1,216)
Efeitos Contextuais (I - G)GX						
Nível socioeconômico	16,94*** (3,118)	73,39*** (5,270)	86,49*** (6,095)	44,11*** (7,363)	18,27** (7,784)	2,744 (6,778)
Feminino	47,59*** (2,780)	36,02*** (5,379)	15,37** (6,200)	-58,35*** (6,624)	84,64*** (7,144)	50,15*** (5,669)
Branco	12,64*** (2,901)	-3,704 (4,557)	-14,23*** (5,305)	-3,702 (7,526)	25,55*** (7,096)	8,200 (6,476)
Nº de observações	40,260	8,052	8,052	8,052	8,052	8,052
R <sup>2</sup>	0,352	0,410	0,429	0,454	0,342	0,360

Notas: Desvio padrão entre parênteses; O \* indica significância estatística (\*\*\*) p<0,01 \*\* p<0,05 \* p<0,1); Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

Os resultados das estimações por 2SLS apresentam uma mudança considerável. Ao contrário do que ocorreu com a base de dados não balanceada, no primeiro estágio da regressão 2SLS, muitos coeficientes passaram a ser significativos, sendo um indício de bons instrumentos. Da mesma forma, os testes também passaram a indicar que as variáveis são instrumentos razoáveis. As tabelas 19 e 20 mostram os resultados do primeiro estágio da regressão para Matemática e Português. Pode-se destacar a grande volatilidade dos valores e dos sinais dos coeficientes entre as regressões.

**Tabela 18: Resultados OLS - Português (balanceado)**

Variáveis	Português					
	Agrupado	Ocasião1	Ocasião2	Ocasião3	Ocasião4	Ocasião5
Efeito endógeno						
(I - G)GY	-2,088*** (0,0144)	-3,453*** (0,0472)	-3,313*** (0,0450)	-3,392*** (0,0491)	-1,763*** (0,0267)	-1,719*** (0,0233)
Efeitos individuais (I - G)X						
Nível socioeconômico	4,411*** (0,256)	8,297*** (0,543)	7,719*** (0,539)	6,273*** (0,584)	4,698*** (0,616)	4,042*** (0,553)
Feminino	6,261*** (0,216)	6,029*** (0,495)	6,325*** (0,493)	5,254*** (0,500)	7,652*** (0,517)	6,498*** (0,456)
Branco	2,058*** (0,233)	0,868* (0,480)	0,436 (0,477)	2,454*** (0,546)	2,513*** (0,560)	2,233*** (0,506)
Efeitos Contextuais (I - G)GX						
Nível socioeconômico	7,004*** (1,612)	61,20*** (4,258)	59,97*** (4,224)	28,61*** (4,013)	3,261 (3,686)	-1,716 (2,752)
Feminino	27,09*** (1,459)	44,86*** (4,335)	44,25*** (4,328)	18,06*** (3,708)	30,02*** (3,258)	19,81*** (2,337)
Branco	5,678*** (1,508)	-3,091 (3,662)	-12,08*** (3,654)	16,82*** (4,079)	9,068*** (3,379)	2,485 (2,671)
Nº de observações	39,825	7,965	7,965	7,965	7,965	7,965
R <sup>2</sup>	0,367	0,417	0,421	0,394	0,384	0,432

Notas: Desvio padrão entre parênteses; O \* indica significância estatística (\*\*\*) p<0,01 \*\* p<0,05 \* p<0,1); Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

Para Matemática, o coeficiente da variável instrumental de nível socioeconômico não foi significativo na estimação com dados agrupados e na quarta ocasião. Para Português os coeficientes foram significativos em todas as estimações. O coeficiente de sexo também foi significativo tanto em Matemática quanto em Português. Por fim, o coeficiente de raça não apresentou significância estatística nas ocasiões 1, 3 e 4 para Matemática e nas ocasiões 1 e 4 para Português.

**Tabela 19: Primeiro estágio – Matemática (painel balanceado)**

Variáveis	Matemática (I - G)GY					
	Agrupado	Ocasão1	Ocasão2	Ocasão3	Ocasão4	Ocasão5
<b>Características próprias (I - G)X</b>						
Nível socioeconômico	-0,781*** (0,207)	-1,473*** (0,225)	-1,785*** (0,256)	-1,737*** (0,330)	-0,338 (0,552)	-0,615 (0,635)
Feminino	-0,411** (0,176)	-0,423** (0,195)	-0,0347 (0,221)	1,386*** (0,286)	-1,914*** (0,465)	-0,387 (0,536)
Branco	0,861*** (0,192)	0,426** (0,209)	0,508** (0,238)	0,281 (0,309)	0,957* (0,508)	1,350*** (0,586)
<b>Efeitos contextuais (I - G)GX</b>						
Nível socioeconômico	-1,869 (2,375)	-20,23*** (2,666)	-24,26*** (3,026)	-15,76*** (3,905)	6,675 (6,247)	7,221 (6,878)
Feminino	-9,332*** (2,043)	-8,492*** (2,390)	0,201 (2,695)	21,83*** (3,431)	-36,46*** (5,264)	-9,741* (5,865)
Branco	14,97*** (2,227)	7,332*** (2,531)	9,620*** (2,866)	6,269* (3,721)	18,23*** (5,779)	23,58*** (6,392)
<b>Instrumentos (I - G)G<sup>2</sup>X</b>						
Nível socioeconômico	-0,607 (2,567)	54,79*** (3,066)	61,75*** (3,467)	29,18*** (4,404)	-8,719 (6,845)	-25,18*** (7,143)
Feminino	47,78*** (2,210)	41,51*** (3,292)	14,57*** (3,708)	-43,13*** (3,834)	115,3*** (5,734)	53,07*** (5,995)
Branco	-8,409*** (2,388)	-1,084 (2,905)	-11,88*** (3,277)	-6,954 (4,253)	-2,609 (6,245)	-20,74*** (6,669)
Nº de observações	40,260	8,052	8,052	8,052	8,052	8,052
R <sup>2</sup>	0,061	0,122	0,090	0,036	0,174	0,081

Notas: Desvio padrão entre parênteses; O \* indica significância estatística (\*\*\*)  $p < 0,01$  \*\*  $p < 0,05$  \*  $p < 0,1$ ); Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

A análise da correlação entre as variáveis instrumentais e a variável endógena mostra uma correlação ainda pequena, mas com magnitude muito maior quando comparado com as correlações obtidas com a amostra não balanceada. Além disso, a maioria das correlações passaram a ser estatisticamente significativas. Os resultados são apresentados na tabela 21.

**Tabela 20: Primeiro estágio – Português (painel balanceado)**

Variáveis	Português (I - G)GY					
	Agrupado	Ocasão1	Ocasão2	Ocasão3	Ocasão4	Ocasão5
<b>Características próprias (I - G)X</b>						
Nível socioeconômico	-0,309** (0,141)	-1,224*** (0,193)	-1,531*** (0,198)	-0,596*** (0,213)	-0,181 (0,393)	0,470 (0,417)
Feminino	-0,148 (0,120)	-0,663*** (0,167)	-0,889*** (0,171)	0,479*** (0,184)	-0,608* (0,331)	0,277 (0,351)
Branco	0,612*** (0,130)	0,205 (0,179)	0,346* (0,184)	-0,461** (0,200)	0,500 (0,360)	1,366*** (0,381)
<b>Efeitos contextuais (I - G)GX</b>						
Nível socioeconômico	0,568 (1,607)	-16,69*** (2,256)	-21,86*** (2,311)	-4,489* (2,499)	3,776 (4,408)	13,93*** (4,493)
Feminino	0,450 (1,375)	-9,327*** (2,026)	-12,13*** (2,068)	12,70*** (2,179)	-6,873* (3,700)	7,645** (3,789)
Branco	10,27*** (1,494)	4,088* (2,135)	6,900*** (2,185)	-6,297*** (2,382)	8,247** (4,025)	21,52*** (4,104)
<b>Instrumentos (I - G)G<sup>2</sup>X</b>						
Nível socioeconômico	-3,669** (1,738)	48,05*** (2,618)	55,82*** (2,679)	16,49*** (2,826)	-17,78*** (4,874)	-28,00*** (4,637)
Feminino	28,95*** (1,494)	47,98*** (2,824)	53,57*** (2,883)	-7,849*** (2,472)	52,41*** (4,010)	18,51*** (3,870)
Branco	-4,776*** (1,615)	3,260 (2,479)	-4,235* (2,529)	15,81*** (2,729)	3,457 (4,423)	-16,48*** (4,306)
Nº de observações	39,825	7,965	7,965	7,965	7,965	7,965
R <sup>2</sup>	0,079	0,165	0,191	0,045	0,137	0,087

Notas: Desvio padrão entre parênteses; O \* indica significância estatística (\*\*\*)  $p < 0,01$  \*\*  $p < 0,05$  \*  $p < 0,1$ ); Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

Podemos destacar que o instrumento com maior correlação com o termo endógeno foi construído a partir da variável que indica o sexo dos alunos, enquanto o instrumento que considera a raça continuou apresentando uma correlação desprezível. Em relação ao nível socioeconômico percebe-se uma correlação ainda baixa além da mudança do sinal nas ocasiões finais.

**Tabela 21: Correlação de Pearson (balanceado)**

Instrumentos (I - G)G <sup>2</sup> X	Matemática					
	Agrupado	Ocasão 1	Ocasão 2	Ocasão 3	Ocasão 4	Ocasão 5
NSE	0,02*	0,26*	0,26*	0,03*	-0,00	-0,03*
Feminino	0,24*	0,18*	0,09*	-0,13*	0,40*	0,26*
Branco	0,02*	-0,05*	-0,05*	-0,05*	0,10*	0,02
Português						
NSE	0,00	0,26*	0,26*	0,13*	0,06*	-0,1*
Feminino	0,27*	0,26*	0,30*	0,13*	0,34*	0,26*
Branco	0,03*	-0,08*	0,14*	0,06*	0,1*	0,05*

Notas: Desvio padrão entre parênteses; O \* indica significativo ( $p < 0,05$ ). Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

O teste Sargan (tabela 22) também passou a indicar bons instrumentos em algumas regressões, principalmente para Português. Entretanto, vale destacar que a não rejeição da hipótese nula não garante que todos os instrumentos são válidos.

**Tabela 22: Teste Sargan (balanceado)**

Modelo	Matemática		Português	
	Sargan $\chi^2$	p-valor	Sargan $\chi^2$	p-valor
Agrupado	16,50	0,00	17,11	0,00
Ocasão 1	8,13	0,02	9,51	0,00
Ocasão 2	8,80	0,01	11,16	0,00
Ocasão 3	1,24	0,54	2,48	0,29
Ocasão 4	3,70	0,16	3,99	0,13
Ocasão 5	2,56	0,28	12,66	0,00

Nota: Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

Analisando o teste Stock e Yogo (tabela 23) percebe-se que os valores da estatística F ficou muito maior e a hipótese de que os instrumentos são fracos foi rejeitada em todas as estimações realizadas.

**Tabela 23: Teste Stock e Yogo (balanceado)**

	Matemática					
	Agrupado	Ocasão 1	Ocasão 2	Ocasão 3	Ocasão 4	Ocasão 5
Estatística F	161,76	151,04	111,91	55,03	135,52	34,06
	Português					
	Estatística F	131,39	195,29	251,96	22,33	61,22
Viés relativo		5%	10%	20%	30%	
		13,91	9,08	6,46	5,39	

Nota: Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

No segundo estágio da estimação, os efeitos endógenos não foram significativos nas ocasiões 4 e 5 para Matemática (tabela 24). Novamente os coeficientes apresentaram sinal negativo, mas a variação na magnitude dos coeficientes foi grande entre as ocasiões. Ainda assim, os valores obtidos são maiores do que os encontrados em estudos para dados do Brasil. Outros estudos como Sacerdote (2011) e Hoxby (2000) encontram efeitos maiores enquanto Sacerdote (2001) e Zimmerman (2003) indicam efeitos endógenos inferiores.

Em relação às características contextuais do grupo de pares influenciam o desempenho acadêmico dos alunos. O instrumento construído a partir do nível socioeconômico foi significativo em todas as ocasiões enquanto a raça não apresentou significância estatística em

nenhuma das regressões. No caso do sexo, os coeficientes não foram significativos nas ocasiões 1 e 2. De maneira geral, a variação da magnitude dos coeficientes foi elevada, mas os sinais não mudaram entre as estimações.

A tabela 25 mostra os resultados encontrados para Português. Os coeficientes indicam efeitos endógenos sobre o desempenho em Português em todas as ocasiões, mas na estimação com os dados agrupados o coeficiente não foi significativo. Além disso, os coeficientes indicam que o aprendizado dos indivíduos é menos afetado pelo desempenho dos seus pares em Português do que em Matemática. Em comparação aos resultados obtidos com os dados não balanceados, o valor dos coeficientes teve maior variação entre as ocasiões mas mantiveram o sinal negativo.

O comportamento dos coeficientes relativos aos efeitos contextuais foi semelhante ao de Matemática. Os coeficientes referentes ao nível socioeconômico foram novamente significativos e positivos em todas as regressões, porém, com a magnitude consideravelmente menor. O coeficiente de raça foi significativo apenas na regressão com dados agrupados e na terceira ocasião. Curiosamente, na ocasião três o coeficiente é positivo, mas nas demais regressões é negativo. Esse comportamento também ocorreu em Matemática. Por fim, o coeficiente relativo ao sexo foi negativo e significativo nas ocasiões 2 e 4 e com os dados agrupados.

Assim como ocorreu na comparação entre os estimadores OLS e 2SLS para a base de dados não balanceada, os coeficientes obtidos pela regressão OLS foram maiores, fortalecendo a importância de se controlar o viés de simultaneidade.

O sinal negativo para efeitos endógenos é uma particularidade desse estudo na literatura nacional. Os demais estudos com dados brasileiros, como Pinto (2008), Jales (2010) e Firpo, Jales e Pinto (2015) encontraram efeitos positivos. No entanto, apesar do sinal encontrado para efeitos endógenos ser, a princípio, contra intuitivo, outros estudos já identificaram efeitos endógenos negativos. Como exemplo são os resultados obtidos por Carrell, Sacerdote e West (2013) e Booji, Leuven e Oosterbeek (2016). Esses autores encontraram indícios de que quando turmas são compostas apenas por alunos de baixo e alto desempenho escolar, sem a presença de alunos de nível médio de desempenho, o nível de aprendizado dos alunos que apresentam níveis baixos de desempenho é impactado negativamente. As evidências são de que existe uma formação endógena dos grupos de pares, de forma que, nesses casos, alunos com piores níveis de aprendizado se relacionam predominantemente apenas entre si e o mesmo ocorre para os alunos de melhor nível de aprendizado.

**Tabela 24: Segundo estágio – Matemática (painel balanceado)**

Variáveis	Matemática					
	Agrupado	Ocasião1	Ocasião2	Ocasião3	Ocasião4	Ocasião5
Efeito endógeno (I - G)GY	-0,284 (0,204)	-1,088*** (0,249)	-1,321*** (0,293)	-2,094*** (0,454)	-0,644*** (0,202)	-0,404 (0,381)
Efeitos individuais (I - G)X						
Nível socioeconômico	10,24*** (0,596)	5,436*** (0,854)	6,371*** (1,010)	11,49*** (1,197)	12,53*** (1,462)	15,43*** (1,768)
Feminino	-2,238*** (0,718)	-0,431 (0,775)	0,306 (0,824)	-3,122*** (1,112)	-2,793* (1,613)	-1,788 (1,789)
Branco	2,738*** (0,530)	1,152* (0,676)	1,100 (0,788)	2,477** (1,133)	4,478*** (1,328)	4,314*** (1,420)
Efeitos Contextuais (I - G)GX						
Nível socioeconômico	18,62*** (3,714)	15,05* (8,185)	22,48** (9,954)	31,63*** (8,497)	18,72** (8,745)	30,87*** (9,567)
Feminino	-30,00*** (7,285)	-10,42 (7,586)	-10,70 (7,686)	-26,83*** (9,226)	-29,06** (14,72)	-27,60* (16,26)
Branco	-4,850 (3,751)	-5,324 (5,262)	-7,288 (6,146)	4,961 (8,528)	-5,129 (8,639)	-1,391 (7,785)
Nº de observações	40,260	8,052	8,052	8,052	8,052	8,052
R <sup>2</sup>	0,082	0,213	0,245	0,321	0,168	0,125

Notas: Desvio padrão entre parênteses; O \* indica significância estatística (\*\*\*)  $p < 0,01$  \*\*  $p < 0,05$  \*  $p < 0,1$ ); Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

Além disso, efeitos negativos podem ocorrer quando os professores preparam suas aulas com base no desempenho dos melhores alunos da turma, ou despendem maior esforço e atenção para os melhores alunos da turma. De acordo com Hoxby (2000), se isso ocorre, alunos que não possuem um bom desempenho podem ser prejudicados por terem pares com bom desempenho.

Nessa mesma direção, se houverem conflitos raciais ou de gênero nas salas de aula os efeitos também poderão ser negativos. Lazear (2001) argumenta que o mal comportamento de alguns alunos pode gerar externalidades negativas quando tira a atenção de outros alunos ou faz com que o professor interrompa a aula por conta de seu mal comportamento.

Outro argumento vem de alguns estudos da economia comportamental e experimental. Entre outros aspectos, esses estudos incluem habilidades não cognitivas (que a literatura chama de *soft skills*) como fatores importantes para o aprendizado. Tais habilidades englobam traços da personalidade dos indivíduos, objetivos, motivações, preferências, autocontrole e disposição para competição, entre outros. Nesse contexto, o estudo de Koch, Nafziger e Nielsen (2015) apresenta evidências de que alunos e alunas apresentam motivações diferentes diante da competição. Assim, sob circunstâncias em que as alunas se sentem pressionadas pela

competição, existe uma tendência de elas subjugarem suas habilidades e tomarem uma atitude de “desistência da competição”.

**Tabela 25: Segundo estágio – Português (painel balanceado)**

Variáveis	Português					
	Agrupado	Ocasão1	Ocasão2	Ocasão3	Ocasão4	Ocasão5
Efeito endógeno (I - G)GY	-0,0727 (0,178)	-0,995*** (0,209)	-0,862*** (0,179)	-2,011*** (0,563)	-0,394* (0,205)	-0,603** (0,271)
Efeitos individuais (I - G)X						
Nível socioeconômico	5,403*** (0,324)	4,777*** (0,692)	3,818*** (0,687)	5,965*** (0,624)	6,362*** (0,751)	5,685*** (0,742)
Feminino	2,880*** (0,397)	2,526*** (0,641)	2,623*** (0,633)	5,046*** (0,531)	3,965*** (0,808)	4,750*** (0,668)
Branco	1,467*** (0,289)	1,217** (0,556)	1,705*** (0,566)	2,015*** (0,600)	1,415** (0,666)	1,952*** (0,578)
Efeitos Contextuais (I - G)GX						
Nível socioeconômico	10,76*** (1,995)	11,02* (6,417)	7,265 (6,163)	18,65*** (5,834)	17,54*** (4,746)	11,81*** (4,519)
Feminino	-23,93*** (4,819)	-6,883 (6,568)	-10,74* (6,357)	7,089 (5,908)	-22,31*** (8,614)	-7,631 (7,138)
Branco	-6,346*** (2,122)	-4,353 (4,239)	-3,457 (4,320)	10,06** (5,079)	-7,421 (4,597)	-4,583 (3,478)
Nº de observações	39,825	7,965	7,965	7,965	7,965	7,965
R <sup>2</sup>	0,056	0,218	0,205	0,334	0,181	0,268

Notas: Desvio padrão entre parênteses; O \* indica significância estatística (\*\*\* p<0,01 \*\* p<0,05 \* p<0,1); Ocasões se referem a cada etapa em que os testes foram realizados.

Portanto, efeitos endógenos negativos também podem ocorrer quando existe um ambiente de “competição” entre os pares. Alguns alunos podem enxergar seu desempenho como muito abaixo ao de seus pares e subjugar suas condições de competir com eles. Nesses casos, o nível de esforço para que o aluno se aproxime seu desempenho ao de seus pares pode ser muito alto, induzindo a uma atitude de desistência.

Em relação aos efeitos contextuais, o nível socioeconômico dos pares apresentou sinal positivo quando significativo. Esse resultado se assemelha ao encontrado por Boucher et al. (2014) e Firpo, Jales e Pinto (2015), mas contradiz de certa forma os resultados encontrados para os efeitos endógenos, na medida em que se espera que alunos com melhor contexto socioeconômico apresentem melhor desempenho escolar. Além disso, os resultados indicam que uma proporção maior de meninas impacta negativamente o desempenho dos alunos em ambas as disciplinas. Como visto nas estatísticas descritivas, a média de desempenho de alunos e alunas foi muito próximo em Matemática mas as alunas se destacaram em Português. Portanto, esse resultado não contradiz os resultados encontrados para efeitos endógenos. Por



fim, a proporção de alunos brancos no grupo de pares não foi significativa na grande maioria dos casos, mas apresentou sinal negativo, indicando que uma maior proporção de alunos brancos no grupo afeta negativamente o desempenho nos testes. Esse resultado é coerente com os resultados encontrados para efeitos endógenos já que os alunos brancos são os que apresentam, em média, maiores notas nos testes.

## 6. Conclusão

Nessa dissertação, se investigou os efeitos dos pares (endógenos e contextuais) sobre o desempenho escolar dos alunos do primeiro ciclo do ensino fundamental matriculados em escolas participantes do GERES. Partindo do modelo linear, foi aplicada a estratégia de identificação dos efeitos proposta por Lee (2007) e Bramoullé, Djebbari e Fortin (2009), além do método utilizado para aproveitamento dos dados faltantes proposto por Davezies et al. (2009), que foi utilizado em Boucher et al. (2014).

O caráter longitudinal dos dados permitiu a comparação dos coeficientes ao longo do tempo. O intuito era verificar se havia uma constância, crescimento ou diminuição dos efeitos endógenos e contextuais sobre o desempenho escolar. Entretanto os resultados não indicaram um comportamento muito claro. De maneira geral houve muita variação nos valores dos coeficientes, tanto em relação aos efeitos endógenos quanto os contextuais.

Os resultados indicaram a presença de efeitos endógenos negativos. Apesar de não ser o resultado esperado, existem mecanismos que podem explicar esse comportamento. Os alunos na amostra do GERES podem ser afetados negativamente por pares com um melhor desempenho, por questões de mal comportamento dos pares ou quando os professores voltam suas aulas e seus esforços para alunos com melhor nível de aprendizado. Além disso, os alunos com resultado muito distantes de seus pares podem adotar um comportamento de “desistência”. Nesse caso, em vez de aumentarem os esforços para melhorarem seu desempenho e se aproximarem de seus pares, os alunos podem se desmotivar e diminuir os esforços. Em relação aos efeitos contextuais, o nível socioeconômico e o gênero dos alunos foram as características dos pares que apresentaram maior relevância.

Deve-se destacar também a diferença nos resultados obtidos quando considerando a proposta de Davezies et al. (2009) com os resultados encontrados utilizando o painel de dados balanceado. No primeiro caso, o primeiro estágio da regressão 2SLS indicou instrumentos fracos. Já com o painel balanceado, os resultados indicaram bons instrumentos. Enquanto os

primeiros resultados sofrem viés por serem utilizados instrumentos fracos, os últimos sofrem com o problema de atrição, já que os pesos amostrais não foram utilizados. Os motivos para essa diferença não estão claros, o que estimula pesquisas futuras para verificar melhor as vantagens e desvantagens do método de correção, assim como a consistência dos estimadores obtidos com dados balanceados e dados não balanceados. Uma suspeita é de que o número elevado de dados faltantes possa comprometer a eficácia desse método de correção. No GERES, mais da metade dos alunos deixaram de participar de pelo menos uma das ocasiões, enquanto na base de dados utilizada por Boucher et al. (2014) o número de alunos que não participou de algum teste é baixo.

Além disso, como mostrado em Lee (2007) e Boucher et al. (2014) o uso do método de mínimos quadrados em dois estágios não é o mais eficiente possível. Uma investigação futura, visando um ganho de eficiência nos estimadores, deve considerar os métodos de máxima verossimilhança condicional ou o método utilizado por Lee (2007), Boucher et al. (2014) e Bramoullé, Djebbari e Fortin (2009) chamado de *Best IV*. Os resultados ainda indicam uma não linearidade dos efeitos dos pares, assim como em Hoxby (2000), Zimmerman (2003), Burke e Sass (2008) e Pinto (2008). Portanto, outra extensão seria considerar especificações que aceitam a não linearidade dos efeitos dos pares, ainda que não seja possível distinguir efeitos endógenos de efeitos contextuais.

Outro ponto que merece maior aprofundamento no futuro, diz respeito ao aproveitamento dos dados longitudinais com o intuito de eliminar efeitos fixos do indivíduo, como por exemplo, habilidades não observadas, que influenciam o desempenho acadêmico dos alunos. Esses efeitos podem ser controlados quando conseguimos acompanhar o mesmo indivíduo ao longo do tempo. Entretanto, a tradicional transformação *within* utilizada para o controle de efeitos fixos individuais, é de difícil aplicação em conjunto com a transformação *within* proposta por Lee (2007) para o controle dos efeitos fixos do grupo. Assim, a abordagem de variáveis instrumentais proposta por Bramoullé, Djebbari e Fortin (2009) juntamente com o controle de efeitos fixos individuais merece ser explorada em pesquisas futuras.

Apesar das limitações, esse estudo contribui para uma literatura ainda pouco explorada no Brasil. Efeitos endógenos negativos podem ser um indício de que os professores preparam suas aulas tendo como referência os alunos com maior nível de aprendizado, ou ainda que destinam uma maior atenção para esses alunos. Nesse caso, turmas que apresentam um maior nível de heterogeneidade em relação ao desempenho dos alunos podem prejudicar os alunos que possuem menor nível de aprendizado. Ainda que os resultados obtidos não sejam extrapoláveis para outros universos, demonstram a importância de um maior cuidado que se

deve ter em relação à distribuição de turmas e em relação à adequação do nível das aulas com o nível de aprendizado das turmas. Além disso, caso exista um comportamento de “desistência” dos alunos com nível mais baixo de aprendizado, turmas homogêneas poderiam beneficia-los. Por fim, os resultados levantam alguns questionamentos acerca dos métodos utilizados.

## 7. Referências bibliográficas

ALEXANDER Jr, C. N.; CAMPBELL, E. Q. "Peer influences on adolescent educational aspirations and attainments." *American Sociological Review* (1964): 568-575.

ANGRIST, J. D.; LANG, K. "Does school integration generate peer effects? Evidence from Boston's Metco Program." *American Economic Review* (2004): 1613-1634.

BETTS, J. R.; ZAU A. "Peer groups and academic achievement: Panel evidence from administrative data." Unpublished manuscript (2004).

BOOJI, A. S.; LEUVEN, E.; OOSTERBEEK, H. "Ability peer effects in university: Evidence from a randomized experiment." *The Review of Economic Studies* (2016): rdw045.

BOOZER, M.; CACCIOLA S. E. "Inside the 'Black Box' of Project STAR: Estimation of peer effects using experimental data." *Yale Economic Growth Center Discussion Paper 832* (2001).

BOUCHER, V.; BRAMOULLÉ, Y.; DJEBBARI, H.; FORTIN, B. "Do peers affect student achievement? Evidence from Canada using group size variation." *Journal of applied econometrics* 29.1 (2014): 91-109.

BOWLES, S.; LEVIN, H. M. "The determinants of scholastic achievement-an appraisal of some recent evidence." *Journal of Human Resources* (1968): 3-24.

BRAMOULLÉ, Y.; DJEBBARI, H.; FORTIN, B. "Identification of peer effects through social networks." *Journal of econometrics* 150.1 (2009): 41-55.

BROCK, W. A.; DURLAUF, S. N. "Interactions-based models." *Handbook of econometrics v. 5* (2001): p. 3297-3380.

BROOKE, N.; BONAMINO, A. "GERES 2005: razões e resultados de uma pesquisa longitudinal sobre eficácia escolar." Rio de Janeiro, WalPrint (2011).

BROOKE, N.; AGUIAR, A.; "O aprendizado da matemática nas escolas da pesquisa geres". In: XV ENDIPE- Encontro Nacional de Didática e Prática de Ensino, 2010, Belo Horizonte. ENDIPE, 2010.

BURKE, M. A.; SASS, T. R. Classroom peer effects and student achievement. No. 08-5. Working paper series/Federal Reserve Bank of Boston, 2008.

CALVÓ-ARMENGOL, A.; PATAACCHINI, E.; ZENOU Y. "Peer effects and social networks in education." *The Review of Economic Studies* 76.4 (2009): 1239-1267.

CARNEIRO, P. M.; HECKMAN, J. J. "Human Capital Policy." NBER Working Paper w9495 (2003).

CARRELL, S. E.; FULLERTON, R. L.; WEST, J. E. "Does your cohort matter? Measuring peer effects in college achievement." No. w14032. National Bureau of Economic Research, 2008.

CARRELL, S. E.; SACERDOTE, B. I.; WEST, J. E. "From natural variation to optimal policy? The importance of endogenous peer group formation." *Econometrica* 81.3 (2013): 855-882.

CHIKITANI, M.; PONCZEK, V.; PINTO, C., 2015. Peer Effects on Locus of Control. *Anais do 37º Encontro Brasileiro de Econometria*

COLEMAN, J. S.; et al. "Equality of educational opportunity." (1966).

DAVEZIES, L.; D'HAULTFOEUILLE, X.; FOUGÈRE, D. "Identification of peer effects using group size variation." *The Econometrics Journal* 12.3 (2009): 397-413.

DE GIORGI, G.; PELLIZZARI, M.; REDAELLI, S. "Be as careful of the company you keep as of the books you read: peer effects in education and on the labor market." No. w14948. National Bureau of Economic Research, 2009.

DE MELO, G. "Peer effects identified through social networks." Evidence from Uruguayan schools. No. 627. Department of Economics, University of Siena, 2011.

DUFLO, E.; DUPAS, P.; KREMER, M. "Additional resources versus organizational changes in education: Experimental evidence from Kenya." Unpublished manuscript. Abdul Latif Jameel Poverty Action Lab (JPAL), Cambridge, Mass.: Massachusetts Institute of Technology (2009).

DUNCAN, G. J.; BOISJOLY, J.; KREMER, M.; LEVY, D. M.; ECCLES, J. "Peer effects in drug use and sex among college students." *Journal of abnormal child psychology* 33.3 (2005): 375-385.

DUNCAN, O. D.; HALLER, A. O.; PORTES A. "Peer influences on aspirations: A reinterpretation." *American Journal of Sociology* (1968): 119-137.

DURLAUF, S. N. "Neighborhood effects." *Handbook of regional and urban economics* 4 (2004): 2173-2242.

ERBRING, L.; YOUNG, A. A. "Individuals and social structure contextual effects as endogenous feedback." *Sociological Methods & Research* 7.4 (1979): 396-430.

EVANS, W. N.; OATES W. E.; SCHWAB R. M. "Measuring peer group effects: A study of teenage behavior." *Journal of Political Economy* (1992): 966-991.

FIRPO, S.; JALES, H.; PINTO, C. "Measuring peer effects in the Brazilian school system." *Applied Economics* 47.32 (2015): 3414-3438.

GOLDSMITH-PINKHAM, P.; IMBENS, G. W. "Social networks and the identification of peer effects." *Journal of Business & Economic Statistics* 31.3 (2013): 253-264.

HALL, R. L.; WILLERMAN, B. "The educational influence of dormitory roommates." *Sociometry* (1963): 294-318.

HANUSHEK, E. A.; KAIN, J. F. "On the value of equality of educational opportunity as a guide to public policy." *On equality of educational opportunity* (1972): 116-145.

HANUSHEK, E. A.; KAIN, J. F.; MARKMAN, J. M.; RIVKIN, S. G. "Does peer ability affect student achievement?." *Journal of applied econometrics* 18.5 (2003): 527-544.

HAUSMAN, J.; STOCK, H.; YOGO, M. "Asymptotic properties of the Hahn–Hausman test for weak-instruments." *Economics Letters* 89.3 (2005): 333-342.

HAVEMAN, R.; WOLFE, B. "The determinants of children's attainments: A review of methods and findings." *Journal of economic literature* 33.4 (1995): 1829-1878.

HOXBY, C. M.; WEINGARTH, G. "Taking race out of the equation: School reassignment and the structure of peer effects." Working paper, 2005.

HOXBY, C. Peer effects in the classroom: Learning from gender and race variation. No. w7867. National Bureau of Economic Research, 2000.

JALES, H. B. "Peer effects na educação no Brasil: evidência a partir dos dados do SAEB." (2010). 82 p. Dissertação (Mestrado) – Fundação Getúlio Vargas. Escola de Economia de São Paulo, São Paulo.

KOCH, A.; NAFZIGER, J.; NIELSEN, H. "Behavioral economics of education." *Journal of Economic Behavior & Organization* 115 (2015): 3-17.

KRAUSS, I. "Sources of educational aspirations among working-class youth." *American Sociological Review* (1964): 867-879.

KREMER, M.; LEVY, D. "Peer effects and alcohol use among college students." *The Journal of Economic Perspectives* 22.3 (2008): 189

LAVY, V.; PASERMAN, M. D.; SCHLOSSER, A. "Inside the black box of ability peer effects: Evidence from variation in the proportion of low achievers in the classroom\*." *The Economic Journal* 122.559 (2012): 208-237.

LAZEAR, E. P. "Educational production." *The Quarterly Journal of Economics* 116.3 (2001): 777-803.

LEE, L. "Identification and estimation of econometric models with group interactions, contextual factors and fixed effects." *Journal of Econometrics* 140.2 (2007): 333-374.

LITTLE, R.; RUBIN, B. Statistical analysis with missing data. John Wiley & Sons, 2014.

LUCAS, R. E. "On the mechanics of economic development." *Journal of monetary economics* 22.1 (1988): 3-42.

MANSKI, C. F. "Identification of endogenous social effects: The reflection problem." *The review of economic studies* 60.3 (1993): 531-542.

MCDILL, E. L.; COLEMAN, J. S. "Family and peer influences in college plans of high school students." *Sociology of Education* (1965): 112-126.

MINCER, J. "Investment in human capital and personal income distribution." *The journal of political economy* (1958): 281-302.

MOFFITT, R. A. "Policy interventions, low-level equilibria, and social interactions." *Social dynamics* 4.45-82 (2001): 6-17.

NECHYBA, T. J. "Income and peer quality sorting in public and private schools." *Handbook of the Economics of Education* 2 (2006): 1327-1368.

PINTO, C. "Semiparametric estimation of peer effects in classrooms: Evidence from Brazilian schools in 2003." mimeo (2008).

ROBERTSON, D.; SYMONS J. Do peer groups matter? Peer groups versus schooling effects on academic attainment. Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science, 1996.

SACERDOTE, B. Peer effects with random assignment: Results for Dartmouth roommates. No. w7469. National bureau of economic research, 2000.

SUMMERS, A. A.; WOLFE, B. L. "Do schools make a difference?." *The American Economic Review* 67.4 (1977): 639-652.

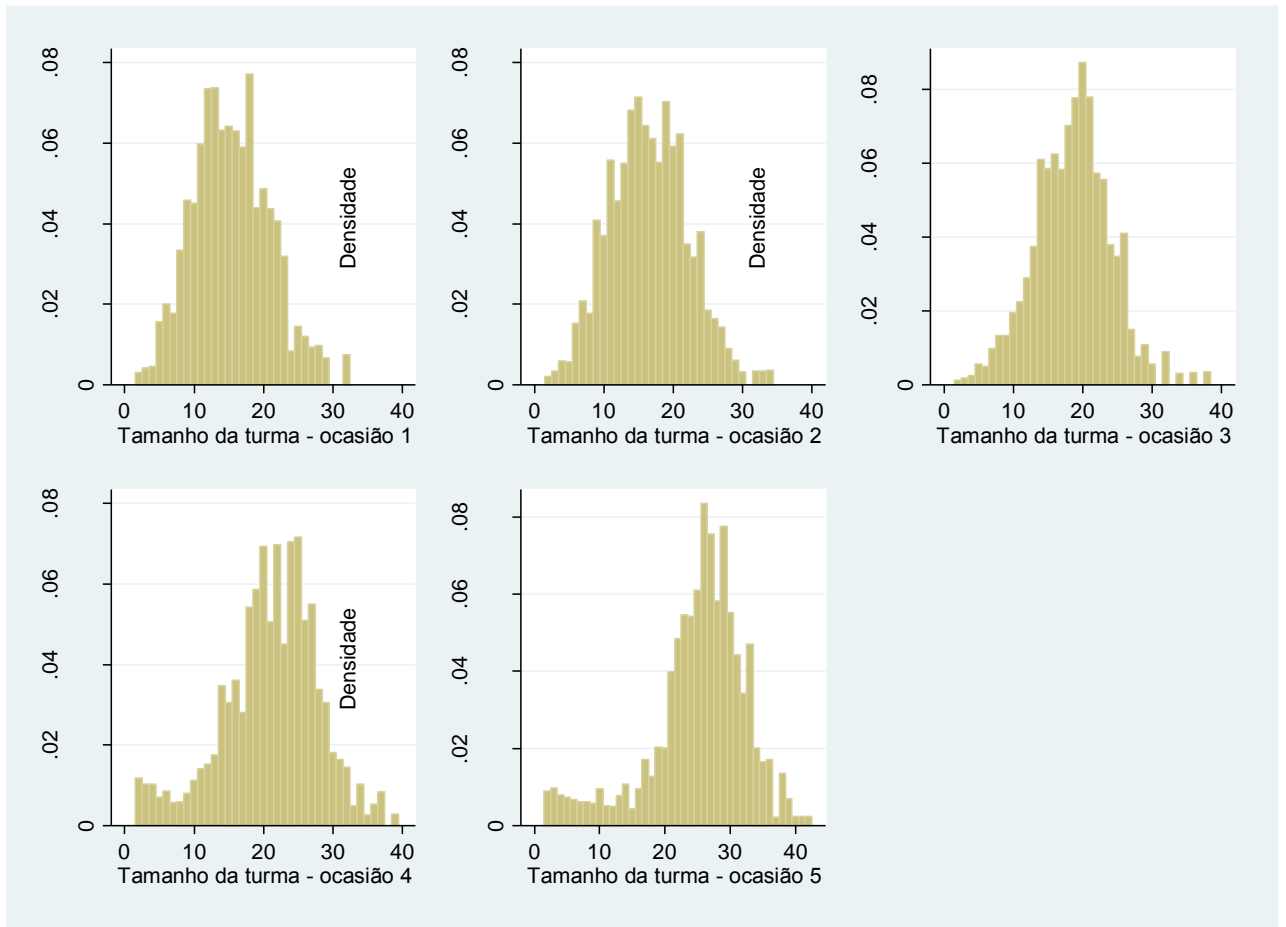
VIGDOR, J.; NECHYBA T. "Peer Effects in North Carolina Public Schools." (2004).

ZIMMERMAN, D. J. "Peer effects in academic outcomes: Evidence from a natural experiment." *Review of Economics and statistics* 85.1 (2003): 9-23.

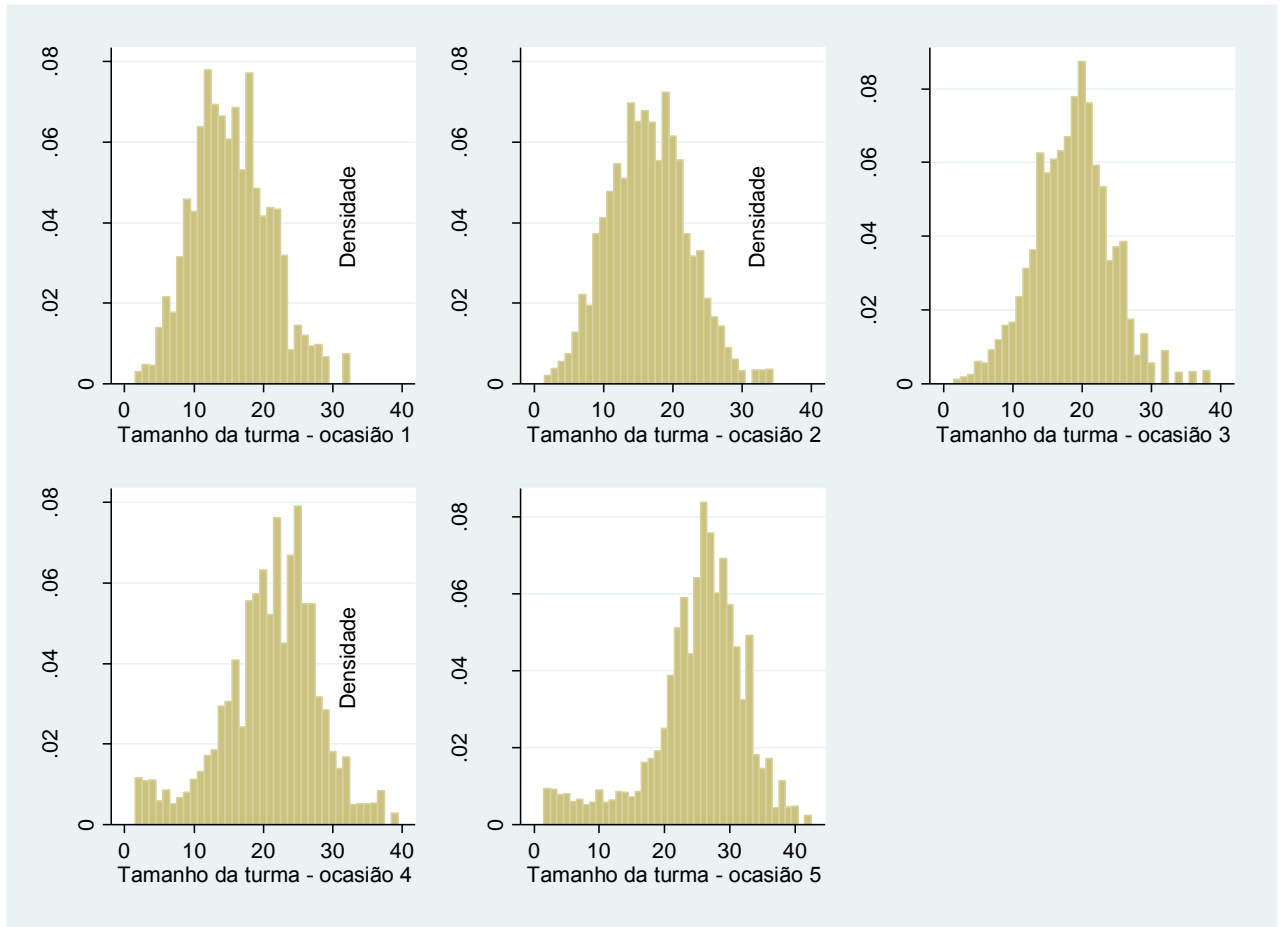
## Anexo

### A.1. Histogramas do tamanho das turmas

**Gráfico 7: Histograma tamanho da turma – matemática não balanceado**

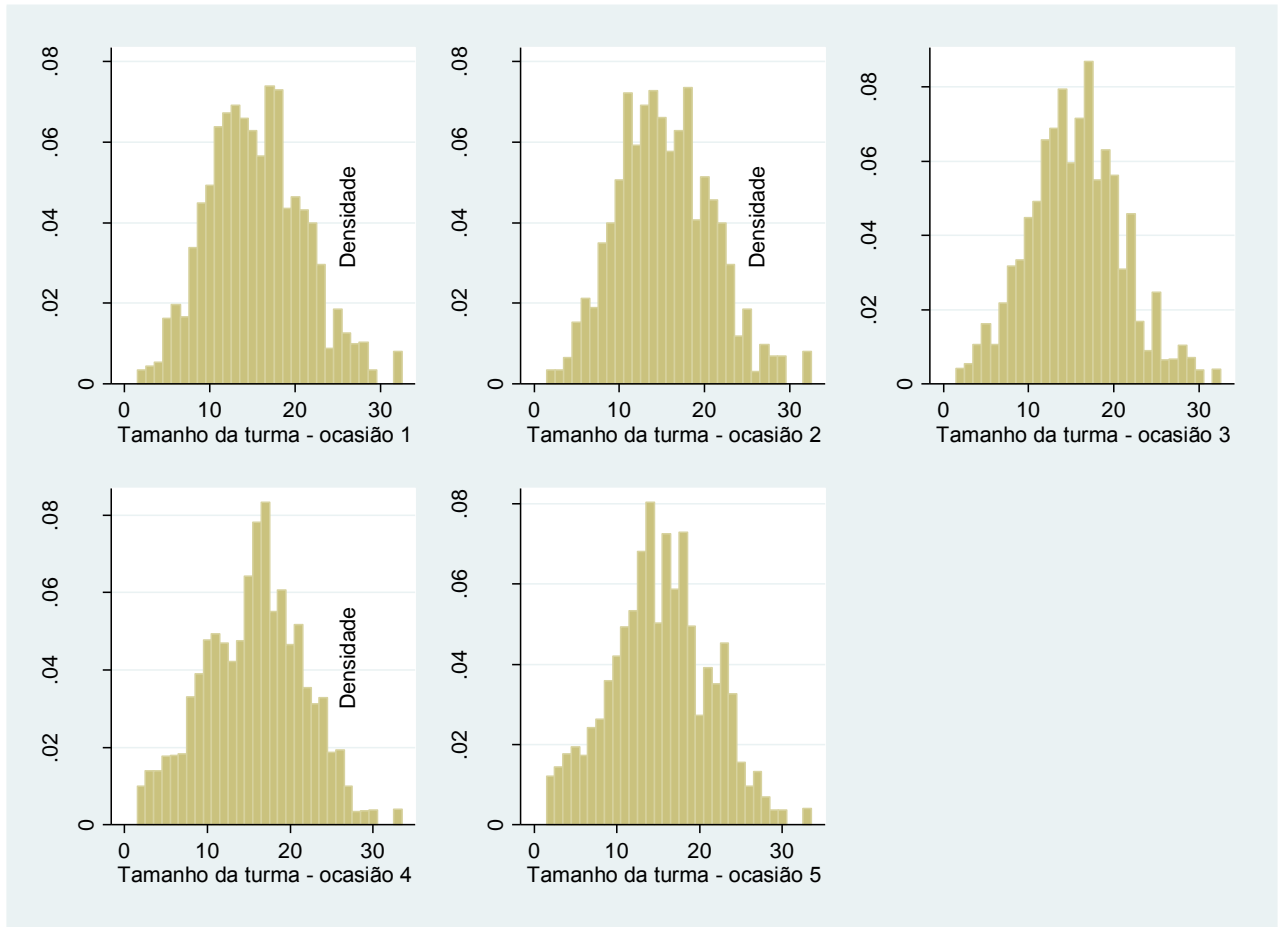


Fonte: GERES (Elaboração própria).

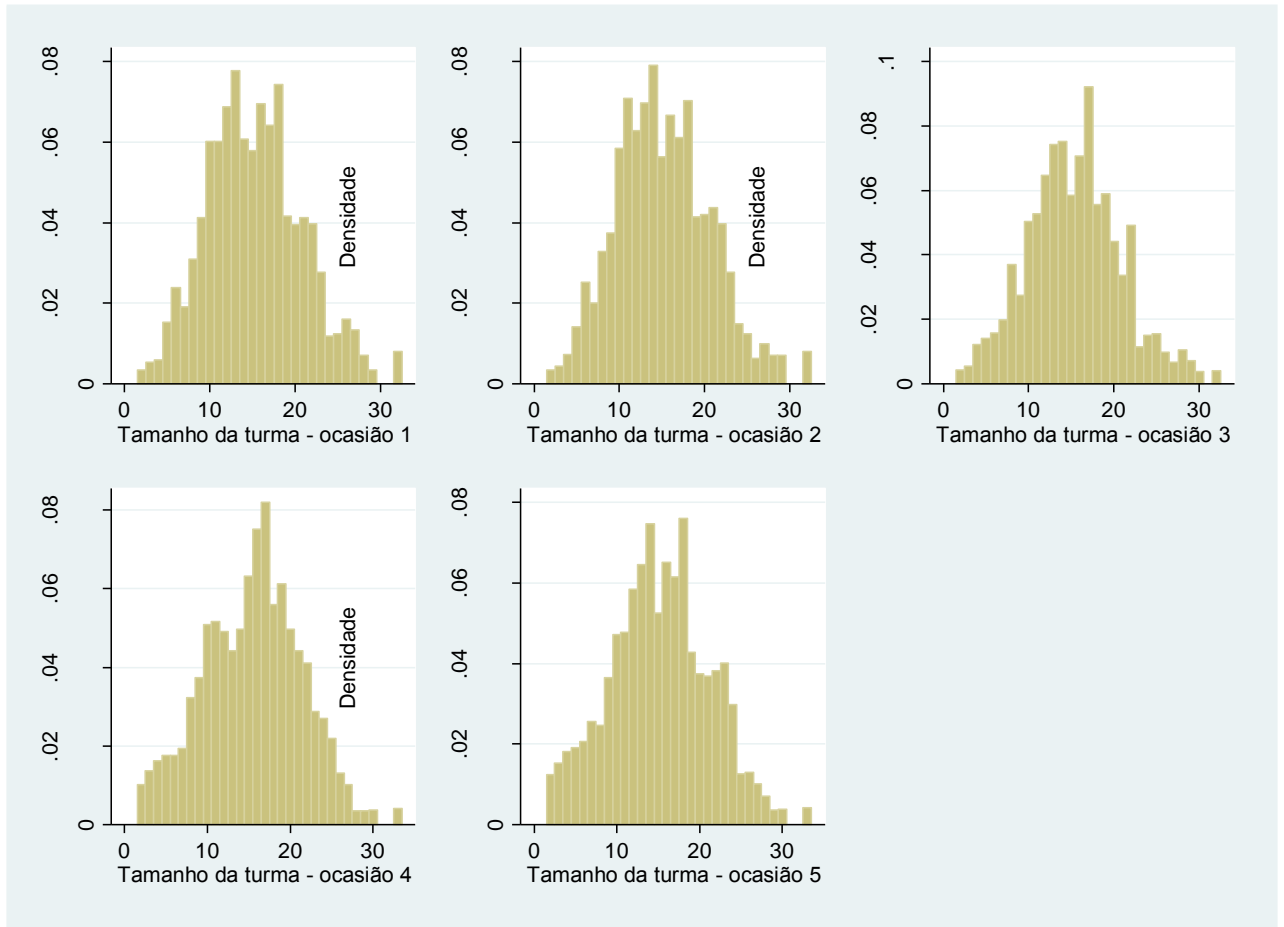
**Gráfico 8: Histograma tamanho da turma – português não balanceado**

Fonte: GERES (Elaboração própria).



**Gráfico 9: Histograma tamanho da turma – matemática não balanceado**

Fonte: GERES (Elaboração própria).

**Gráfico 10: Histograma tamanho da turma – matemática não balanceado**

Fonte: GERES (Elaboração própria).