

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

MARCOS VINICIO WINK JUNIOR

ENSAIOS EM ECONOMIA DA CULTURA E DA EDUCAÇÃO

Porto Alegre

2014

MARCOS VINICIO WINK JUNIOR

ENSAIOS EM ECONOMIA DA CULTURA E DA EDUCAÇÃO

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Stefano Florissi

Porto Alegre

2014

CIP - Catalogação na Publicação

Wink Junior, Marcos Vinicio
Ensaio em Economia da Cultura e da Educação /
Marcos Vinicio Wink Junior. -- 2014.
91 f.

Orientador: Stefano Florissi.

Tese (Doutorado) -- Universidade Federal do Rio
Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2014.

1. Economia da Cultura. 2. Economia da Educação.
3. Microeconometria. I. Florissi, Stefano, orient.
II. Título.

MARCOS VINICIO WINK JUNIOR

ENSAIOS EM ECONOMIA DA CULTURA E DA EDUCAÇÃO

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial

Aprovada em Porto Alegre, 28 de novembro de 2014

Banca Examinadora

Profa. Dra. Ana Flávia Machado
CEDEPLAR/UFGM

Prof. Dr. Ricardo da Silva Freguglia
UFJF

Sabino da Silva Porto Jr.
PPGE/UFRGS

Prof. Dr. Stefano Florissi - Orientador
PPGE/UFRGS

AGRADECIMENTOS

A Deus por auxiliar em minhas escolhas.

À minha família pelo exemplo e pelo apoio incondicional.

À minha companheira Ana Helena por fazer parte de minha vida.

Ao meu orientador, professor Stefano Florissi, pelo conhecimento adquirido e confiança depositada.

Ao professor Werner Baer e à Universidade de Illinois pelo aprendizado e recepção.

À CAPES pelo apoio financeiro para a realização do doutorado sanduíche nos EUA.

Aos colegas e amigos que de alguma forma contribuíram para a realização desse trabalho, em especial aos amigos Felipe Garcia, Guilherme Stein e Pedro Zuanazzi que participaram diretamente desse trabalho.

Aos professores da EESP e do PPGE pela contribuição em minha formação acadêmica.

À Secretaria do PPGE pela disponibilidade e prontidão.

Aos membros da banca.

À FEE pela compreensão e apoio.

RESUMO

Esta tese é composta por três ensaios relacionados à educação e cultura. O primeiro deles mensura o impacto do capital cultural do professor, medido através da frequência a atividades culturais, sobre o aprendizado em língua portuguesa e matemática dos alunos do 5º ano do ensino fundamental de escolas brasileiras. Para estabelecer uma relação causal, instrumentaliza-se o capital cultural dos professores pela oferta de atividades culturais do município. Os resultados encontrados indicam que o capital cultural dos professores tem efeito positivo apenas para o aprendizado das crianças em língua portuguesa. Quando adiciona-se controle de qualidade educacional da escola em uma amostra restrita às escolas públicas brasileiras, o coeficiente de interesse continua significativo, porém com menor magnitude. Os mecanismos encontrados para os resultados são que professores com maior capital cultural incentivam de alguma forma as crianças a consumirem bens e serviços culturais, além de utilizar mais, em sala de aula, livros de leitura em geral. O segundo ensaio visa avaliar a política de meia entrada para estudantes no consumo de bens e serviços culturais no Brasil. A metodologia empregada explora as diferentes datas de criação das leis da meia entrada entre os estados brasileiros utilizando os modelos de Diferenças-em-Diferenças (DD) e Diferenças Triplas (DDD). Os resultados encontrados no presente trabalho sugerem que a criação da lei da meia entrada teve efeitos positivos tanto em termos de aumento na probabilidade dos estudantes consumirem bens e serviços culturais como em elevar seus gastos com esse tipo de bem. Por fim, o terceiro ensaio avalia se qualificações dos docentes têm efeitos nos impactos das características da turma sobre o aprendizado escolar individual. Foram consideradas como características da turma medidas de composição relacionadas à raça, nível socioeconômico e educação familiar. A metodologia empregada no presente trabalho controla para características observadas dos alunos e dos professores, além de características não observadas de escolas, através do método de efeitos fixos. Os resultados, em geral, apontam que efeito da qualidade do professor na nota dos alunos em exames de proficiência, via características das turmas, sempre é maior em turmas cujo aluno, em função de sua cor, não é uma minoria e onde a proporção de alunos com pais analfabetos é menor. A única exceção é quando analisa-se, para as notas de alunos negros, a variável “Capital cultural do professor” e a característica da turma “Proporção de alunos negros”. Nesse caso, a presença do professor com maior capital cultural na turma resulta em um acréscimo maior das notas de alunos negros em turmas onde o negro é uma minoria do que em turmas onde ele é uma maioria.

Palavras-chave: Economia da cultura. Economia da Educação. Microeconometria.

ABSTRACT

This thesis consists of three essays related to education and culture. The first one measures the impact of cultural capital of teachers, measured by the frequency of cultural activities, on portuguese and mathematics learning in 5th grade students. We use the city provision of cultural activities as instruments for teachers' cultural capital to establish a causal relationship . The results indicate teachers' cultural capital has a positive effect only for children's portuguese learning. When we add control of education quality of schools in a sample for Brazilian public schools, the coefficient of interest remains significant, but lower. We found two mechanisms for these findings. First, teachers with high cultural capital levels encourage children to demand cultural goods and services. Second, teachers with high cultural capital levels encourage children to read books inside the classroom. In the second essay, we estimate the effects of the law of half price tickets on the consumption of cultural goods and services of Brazilian students using samples collected for all metropolitan regions from the Household Budget Surveys (HBS), carried out in 1987/88, 1995 / 96, 2002/03 and 2008/09. We evaluate the effects of the law on the proportion of students that consume cultural goods and changes in their expenses with those goods. We explore the time differences of the creation of those laws among Brazilian states to estimate a causal relationship using the Difference-in-differences (DD) and Triple differences (DDD) methodology. We found that the creation of law of half price tickets had positive effects on increasing the students likelihood to consume cultural goods and services and on raising their spending with those goods. Finally, the third essay evaluates whether teachers' qualifications have effects on the impact of classroom characteristics on individual scholar achievement. We considered as classroom characteristics measures related to race, socioeconomic status and family education. The methodology used in this study controls for observed characteristics of students and teachers, as well as unobserved characteristics of schools using the fixed effects model. The results indicate that the effect of teacher quality on students proficiency examinations, through characteristics of classroom, is always higher on classroom which students, depending on their color, are not a minority and where the proportion of students with illiterate parents is lower. The only exception is when we analyze, for achievements of black students, the variable "Cultural capital of the teacher" and the classroom characteristic "Proportion of black students." In this case, the presence of the teacher with higher cultural capital level in classrooms generates greater increase for black students in classes where the black is minority than in classes where they are majority.

Keywords: Cultural economics. Economics of education. Microeconometrics.

LISTA DE TABELAS

1	Estatísticas descritivas - alunos do 5º ano do ensino fundamental	18
2	Estatísticas descritivas dos instrumentos	19
3	Regressões do primeiro estágio dos modelos estimados por VI para proficiência em língua portuguesa - alunos do 5º ano do ensino fundamental	21
4	Regressões do primeiro estágio dos modelos estimados por VI para proficiência em matemática - alunos do 5º ano do ensino fundamental	23
5	Estimações por MQO e VI para proficiência em língua portuguesa - alunos do 5º ano do ensino fundamental	26
6	Estimações por MQO e VI para proficiência em matemática - alunos do 5º ano do ensino fundamental	27
7	Teste do 1º grupo de canais para língua portuguesa - alunos do 5º ano do ensino fundamental	29
8	Teste do 2º grupo de canais para língua portuguesa - alunos do 5º ano do ensino fundamental	31
9	Regressões do primeiro estágio dos modelos estimados por VI para proficiência em língua portuguesa com Ideb - alunos do 5º ano do ensino fundamental	32
10	Estimações por MQO e VI para proficiência em língua portuguesa com Ideb - alunos do 5º ano do ensino fundamental de escolas públicas	34
11	Teste do 1º grupo de canais para língua portuguesa com Ideb - alunos do 5º ano do ensino fundamental	35
12	Teste do 2º grupo de canais para língua portuguesa com Ideb - alunos do 5º ano do ensino fundamental	36
13	Modelo de probabilidade linear para estimar a correlação parcial entre os instrumentos e a migração dos professores.	40
14	Modelo de probabilidade linear para estimar a correlação parcial entre os instrumentos e a migração dos chefes de domicílios que tenham crianças.	41
15	Leis estaduais da meia entrada para estudantes	45
16	Estatísticas descritivas dos gastos com bens e serviços culturais	48
17	Estatísticas descritivas	49
18	Coefficientes das estimações DD para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1988 e 1995	52
19	Coefficientes das estimações DD para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1996 e 2003	53
20	Coefficientes das estimações DD para todas as regiões metropolitanas	54
21	Coefficientes das estimações DDD para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1988 e 1995	56

22	Coeficientes das estimações DDD para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1996 e 2003	57
23	Efeitos tratamento estimados da criação da lei	59
24	Coeficientes das estimações DD para os não estudantes	61
25	Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas - 5º ano do ensino fundamental .	75
26	Coeficientes de interação estimados - 5º ano, língua portuguesa	77
27	Coeficientes de interação estimados - 5º ano matemática	79
28	Coeficientes estimados para a característica "Proporção de alunos negros turma" - 5º ano língua portuguesa	82
29	Coeficientes estimados para a característica "Proporção de alunos negros turma" - 5º ano matemática	83
30	Coeficientes estimados para a característica "Desvio padrão do nível socioeconômico da turma" - 5º ano língua portuguesa	84
31	Coeficientes estimados para a característica "Desvio padrão do nível socioeconômico da turma" - 5º ano matemática	85
32	Coeficientes estimados para a característica "Proporção de alunos com pais analfabetos na turma" - 5º ano língua portuguesa	86
33	Coeficientes estimados para a característica "Proporção de alunos com pais analfabetos na turma" - 5º ano matemática	87

SUMÁRIO

	Página
1	Introdução 9
2	Capital cultural dos professores e seu impacto sobre o aprendizado das crianças 11
2.1	Introdução 12
2.2	O papel do capital cultural na educação 14
2.3	Metodologia 16
2.3.1	Dados e Amostra 17
2.3.2	Estratégia Empírica 19
2.4	Resultados 20
2.4.1	Resultados do 1º estágio 20
2.4.2	Resultados do 2º estágio 24
2.4.3	Mecanismos 25
2.5	Checagem de robustez 30
2.6	Considerações finais 37
2.7	Apêndice 39
3	Os efeitos da criação da lei da meia entrada para estudantes sobre o consumo de bens e serviços culturais no Brasil 42
3.1	Introdução 43
3.2	Benefícios do consumo de bens e serviços culturais 43
3.3	Metodologia 45
3.3.1	Estratégia Empírica 45
3.3.2	Amostra 48
3.4	Resultados 49
3.4.1	Resultados das estimações DD 50
3.4.2	Resultados das estimações DDD 54
3.4.3	Efeitos tratamento estimados 58
3.4.4	Checagem de robustez 60
3.5	Considerações finais 61
3.6	Apêndice 63
4	Composição da turma e o aprendizado escolar: o papel das qualificações do professor 69
4.1	Introdução 70
4.2	Efeitos da turma sobre os desempenhos escolares individuais 71
4.3	Metodologia 72
4.3.1	Estratégia Empírica 72
4.3.2	Dados e Amostra 74
4.4	Resultados 76
4.5	Considerações finais 80
4.6	Apêndice 82
5	Conclusão 88
	REFERÊNCIAS 89

1 Introdução

Há uma vertente na literatura de economia da educação que atribui importância fundamental ao capital cultural das famílias, medido por consumo de bens e serviços culturais, para a melhoria no desempenho escolar de crianças. Esses estudos, em geral, se baseiam na hipótese de Bourdieu (1973) de que as desigualdades educacionais entre famílias não são dadas pelas desigualdades de renda, mas sim pelas desigualdades de capital cultural. Isso ocorreria porque famílias com maior capital cultural teriam maior sucesso em introduzir crianças ao ambiente educacional e motivá-las de forma a ampliar e fortalecer suas habilidades. Neste contexto, duas questões fundamentais devem ser respondidas. A primeira é: o capital cultural dos professores pode contribuir para o aprendizado dos alunos e funcionar como uma ferramenta para a redução de desigualdades educacionais? A segunda questão é: políticas de incentivo a formação de capital cultural, via aumento do consumo de bens e serviços culturais, têm logrado êxito no Brasil? Esta tese, portanto, visa responder e discutir essas questões. O primeiro e terceiro abordam o primeiro questionamento, em contextos diferentes. Já o segundo ensaio aborda o segundo questionamento. A escolha da ordem de apresentação dos ensaios decorre do fato de que os dois primeiros estudos são mais relacionados com a literatura de economia da cultura, enquanto o terceiro ensaio, apesar de utilizar também conceitos de economia da cultura, se relaciona mais especificamente com a literatura de economia da educação.

Mais especificamente, o primeiro ensaio da tese visa estimar o efeito do capital cultural do professor sobre o aprendizado dos alunos do 5º ano do ensino fundamental. Essa proposta surge a partir da publicação de uma série de trabalhos (TRAMONTE; WILLMS, 2010; DURMAIS; WARD, 2010; JAEGER, 2011) que atestaram o efeito positivo que o capital cultural das famílias têm sobre os desempenhos escolares das crianças. Outra motivação para a realização desse trabalho é o fato de que, embora estudos evidenciem a importância dos docentes na formação dos alunos (ROCKOFF, 2004; RIVKIN et al., 2005; AARONSON et al., 2007; DOBBIE, 2011), há limitadas evidências robustas a respeito de quais características dos professores especificamente contribuem para o aprendizado dos alunos. Nesse sentido, surge o interesse em se testar mais uma possível qualidade do professor, o capital cultural. Dois canais podem ser considerados como mecanismos de contribuição de professores com alto capital cultural. O primeiro é que professores com maior nível cultural podem obter êxito em estimular o consumo de bens e serviços culturais das crianças. O segundo é que docentes com maior nível de capital cultural podem adotar melhores e mais variadas práticas de ensino, o que favoreceria tanto a adaptação da criança ao ambiente escolar quanto o estímulo ao desenvolvimento de suas habilidades. A metodologia empregada instrumentaliza o capital cultural do professor, medido pelo consumo de bens e serviços culturais, por oferta de atividades culturais do município. Os resultados encontrados no presente trabalho indicam que o capital cultural dos professores impacta positivamente apenas o aprendizado das crianças em leitura. Não existem evidências de que o mesmo ocorre para matemática. Os resultados sugerem que um desvio padrão a mais no índice

de capital cultural do professor impacta, em média, a proficiência do aluno em língua portuguesa em 0,15 desvio padrão. Quando incluímos controle de qualidade educacional da escola em uma amostra apenas para as escolas públicas brasileiras, o coeficiente continua significativo, mas de magnitude menor. Um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor, impacta, em média, a proficiência do aluno em língua portuguesa em 0,04 desvio padrão. Os mecanismos encontrados são que professores com maior capital cultural incentivam de alguma forma as crianças a consumirem bens e serviços culturais, além de utilizar mais, em sala de aula, livros de leitura em geral.

Já o segundo ensaio visa avaliar o efeito da política mais conhecida de incentivo a demanda por atividades culturais, a lei da meia entrada para estudantes. Para avaliar o impacto da lei, explora-se as diferentes datas de criações da lei entre os estados brasileiros. Sendo assim, é possível construir dois grupos controles (estados sem a lei e não estudantes) e aplicar a metodologia de Diferenças Triplas (DDD). Os resultados encontrados neste ensaio sugerem que a criação da lei da meia entrada teve efeitos positivos tanto em termos de aumento na probabilidade dos estudantes consumirem bens e serviços culturais como em elevar seus gastos com esse tipo de bem. Encontram-se evidências também de que os efeitos da lei da meia entrada são heterogêneos entre os indivíduos, beneficiando principalmente a parcela da população mais jovem, com maior escolarização e com maior renda.

O terceiro ensaio, por fim, busca avaliar se qualificações dos docentes têm efeitos nos impactos das características da turma sobre o aprendizado escolar individual. Foram consideradas como características da turma medidas de composições relacionadas à raça, nível socioeconômico e educação familiar. A metodologia empregada no presente trabalho, assim como em Machado et al. (2013), controla para características observadas dos alunos e dos professores, além de características não observadas de escolas através do método de efeitos fixos. As estimações, em geral, apontam que efeito da qualidade do professor na nota dos alunos em exames de proficiência, via características das turmas, sempre é maior em turmas cujo aluno, em função de sua cor, não é uma minoria e onde a proporção de alunos com pais analfabetos é menor. A única exceção é quando analisa-se, para as notas de alunos negros, a variável “Capital cultural do professor” e a característica da turma “Proporção de alunos negros”. Nesse caso, a presença do professor com maior capital cultural na turma resulta em um acréscimo maior das notas de alunos negros em turmas onde o negro é uma minoria do que em turmas onde ele é uma maioria.

2 Capital cultural dos professores e seu impacto sobre o aprendizado das crianças

Resumo: Este trabalho estima o impacto do capital cultural do professor, medido através da frequência a atividades culturais, sobre o aprendizado em língua portuguesa e matemática dos alunos do 5º ano do ensino fundamental de escolas brasileiras. Através da instrumentalização do capital cultural dos professores pela oferta de atividades culturais do município, os resultados encontrados indicam que o capital cultural dos professores impacta positivamente apenas o aprendizado das crianças em língua portuguesa. As evidências sugerem que um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor impacta, em média, a proficiência do aluno em língua portuguesa em 0,15 desvio padrão. Quando adiciona-se controle de qualidade educacional da escola em uma amostra apenas para as escolas públicas brasileiras, o coeficiente continua significativo, mas de magnitude menor. Os mecanismos encontrados para os resultados são que professores com maior capital cultural incentivam de alguma forma as crianças a consumirem bens e serviços culturais, além de utilizar mais, em sala de aula, livros de leitura em geral.

Palavras-chave: Capital Cultural. Qualificação dos professores. Desempenhos escolares.

Classificação do JEL: a20,i25,z10.

Abstract: This essay measures the impact of cultural capital of teachers, measured by the frequency of cultural activities, on learning in 5th grade students in portuguese and mathematics. We use the city provision of cultural activities as instruments for teachers' cultural capital to establish a causal relationship . The results indicate that cultural capital of teachers has a positive effect only for children's learning in portuguese. When we add control of education quality of schools in a sample for Brazilian public schools, the coefficient of interest remains significant, but lower. We found that the mechanisms for the findings is that the teachers with high cultural capital levels encourage children to demand cultural goods and services and to read books inside the classroom.

Keywords: Cultural capital. Teachers qualifications. School achievements.

JEL Classifications: a20,i25,z10.

2.1 Introdução

Um dos focos dos gestores de políticas públicas para melhorar a educação no Brasil tem sido a qualidade dos professores. Embora as evidências empíricas a respeito da contribuição da qualidade do professor sobre o aprendizado dos alunos sejam controversas; governantes, administradores de escolas, pais e alunos creditam a essa dimensão importância fundamental para a melhora da educação.

Os trabalhos que buscam medir o impacto da qualidade dos professores sobre o aprendizado dos alunos utilizam, de maneira geral, a estratégia de efeitos fixos de professores em uma equação para explicar a variação dos desempenhos escolares. As evidências apontam para a importância dos docentes (ROCKOFF, 2004; RIVKIN et al., 2005; AARONSON et al., 2007; DOBBIE, 2011). Um desvio padrão a mais na qualidade do professor é associado entre 0,1 e 0,2 desvio padrão a mais nos exames de proficiência dos alunos. Determinar quais as características dos professores que levam a esses resultados, no entanto, têm sido o grande desafio dessa literatura. Se os determinantes da qualidade dos professores puderem ser estimulados, identificá-los é fundamental para realização de políticas públicas eficazes como, por exemplo, a geração de programas de treinamentos específicos para professores.

Os trabalhos existentes, entretanto, encontram poucas características capazes de prever a qualidade dos professores. Segundo Hanushek (1997), esse fenômeno ocorre devido a grande dispersão na qualidade dos professores causadas por características que não são observáveis em dados administrativos. Utilizando dados com periodicidade semestral no período 1997-99 de escolas públicas da cidade de Chicago nos Estados Unidos, por exemplo, Aaronson et al. (2007) encontram evidências significativas, através da metodologia de efeitos fixos de professores, de que os docentes são importantes para os resultados dos alunos da 9ª série em provas de proficiência em matemática. Aaronson et al. (2007), entretanto, não conseguem determinar quais as características específicas que determinam a qualidade de um professor. Os resultados sugerem que variáveis que são geralmente atribuídas como relacionadas à qualidade dos professores, conjuntamente, explicam no máximo 10% do total da variação do efeito professor sobre o aprendizado dos alunos. Ainda, variáveis como títulos em graus avançados e certificações explicam menos de 1% da variação da qualidade do professor estimada.

Através da utilização de uma base de dados administrativos do período 2000-2001 de escolas do estado da Carolina do Norte, nos Estados Unidos, Clotfelter et al. (2006) encontram evidências de que apenas a experiência e os resultados de testes de licenciatura servem como previsores para a qualidade dos professores da 5ª série, tanto para aprendizado em matemática quanto para leitura das crianças. Para tanto, os autores utilizam apenas uma amostra de escolas que distribuem aleatoriamente os professores nas turmas. Assim, isolam os efeitos da correspondência não aleatória entre a qualidade dos alunos e qualidade dos professores. Em outro trabalho, com a mesma fonte de dados, Clotfelter et al. (2006) não encontram evidências de que professores pós graduados são mais competentes em melhorar os resultados dos alunos em

séries elementares.

Dada a importância dos professores para o desempenho escolar dos alunos e a limitada variação nas suas qualidades explicadas por certificações profissionais, este trabalho busca avaliar se o capital cultural do professor é um previsor de êxito docente, medido através de provas de proficiências dos alunos do 5º ano do ensino fundamental. Os possíveis canais existentes para essa relação são dois. O primeiro é que professores com maior nível cultural podem obter êxito em estimular o consumo de bens e serviços culturais das crianças. O segundo é que docentes com maior nível de capital cultural podem adotar melhores e mais variadas práticas de ensino, o que favoreceria tanto a adaptação da criança ao ambiente escolar quanto o estímulo ao desenvolvimento de suas habilidades. Se o capital cultural do professor for um determinante da qualidade docente, políticas públicas podem ser elaboradas no sentido de incentivar sua ampliação. No Brasil, por exemplo, alguns estados possuem lei de meia entrada para professores para consumo de bens e serviços culturais.

Vários estudos, principalmente na área de sociologia, buscaram entender a relação entre capital cultural e educação (BOURDIEU, 1973, TRAMONTE; WILLMS, 2010, DUMAIS; WARD, 2010, JAEGER, 2011; GADDIS, 2013). Esses trabalhos, de maneira geral, se baseiam no argumento de que a desigualdade educacional é causada não pela desigualdade de renda, mas sim pela desigualdade de capital cultural entre as famílias. Famílias mais pobres possuiriam menor nível de capital cultural e, por isso, estimulariam menos a escolaridade de seus filhos. Em nossa revisão de literatura, no entanto, não encontramos trabalhos que estudem os efeitos do capital cultural do professor sobre o aprendizado das crianças. Esse trabalho se justifica, portanto, na medida em que se existir transmissão de capital cultural dentro da sala de aula, os professores desempenhariam um importante papel na redução das desigualdades educacionais.

Como *proxy* do capital cultural dos professores, utilizam-se informações a respeito dos seus hábitos de consumo de bens e serviços culturais. Tal simplificação é bastante comum na literatura de economia da cultura. O consumo de bens e serviços culturais amplia o chamado estoque de capital cultural do indivíduo, o que torna o indivíduo mais produtivo no que diz respeito às necessidades culturais (ATECA-AMESTOY, 2008). Dessa forma, o consumo de cultura gera benefícios para a sociedade como um todo e, por esse motivo, seus determinantes têm sido ativamente estudados nessa literatura (BORGONOVİ, 2004; ATECA-AMESTOY, 2007; DINIZ; MACHADO, 2011).

Um dos problemas chave para esse tipo de estimação é que o consumo de bens e serviços culturais provavelmente não é aleatório entre os professores. Existem características não observáveis que podem estar relacionadas com esses hábitos de consumo como, por exemplo, habilidades cognitivas. Neste caso, se professores com maiores habilidades cognitivas são melhores docentes e ao mesmo tempo são aqueles que consomem mais atividades culturais, o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) tradicional será viesado positivamente, inflando o impacto do nível cultural dos professores sobre o aprendizado dos alunos (o clássico problema de variáveis omitidas). Ainda pode-se pensar que pais com maiores níveis de capi-

tal cultural colocam seus filhos em melhores escolas, e estas são aquelas que têm professores com maior nível de capital cultural, o que também acaba acarretando em estimativas de MQO positivamente viesadas.

Para a superação destes prováveis problemas, utiliza-se o método de variáveis instrumentais, em que os instrumentos escolhidos para o nível de capital cultural dos professores são as ofertas municipais de atividades culturais (existência de teatro, museu, cinema e centros culturais). A ideia é que a oferta de bens culturais influencia a cultura do professor, mas não está correlacionada com nenhum fator não observável como os discutidos acima. Para garantir a validade dos instrumentos alguns exercícios são realizados, como o teste de correlação dos instrumentos com a migração de professores e de chefes de domicílios com crianças.

Os resultados encontrados no presente trabalho indicam que o capital cultural dos professores impacta positivamente apenas o aprendizado das crianças em língua portuguesa. Não existem evidências de que o mesmo ocorre para matemática. Os resultados sugerem que um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor impacta, em média, a proficiência do aluno em língua portuguesa em 0,15 desvio padrão. Quando incluímos controle de qualidade educacional da escola em uma amostra apenas para as escolas públicas brasileiras, o coeficiente continua significativo, mas de magnitude menor. Um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor, impacta, em média, a proficiência do aluno em língua portuguesa em 0,04 desvio padrão. Os mecanismos encontrados são que professores com maior capital cultural incentivam de alguma forma as crianças a consumirem bens e serviços culturais, além de utilizar mais, em sala de aula, livros de leitura em geral.

A continuidade do trabalho é organizado como segue. A próxima seção discute a relação entre capital cultural e educação. A seção 3 descreve os dados e a estratégia empírica utilizada. A seção 4 apresenta os resultados do trabalho e discute os mecanismos de transmissão que justificam os resultados encontrados. Na seção 5, apresentamos uma série de evidências que corroboram a robustez dos resultados apresentados. Por fim, a seção 6 apresenta as considerações finais.

2.2 O papel do capital cultural na educação

Alguns estudos evidenciam a importância que características socioeconômicas têm sobre o desempenho escolar das crianças (DUNIFON et al., 2001, HECKMAN; RUBINSTEIN, 2001; CHECCHI, 2006). Ainda não é claro, no entanto, qual o mecanismo de transmissão desse efeito. No campo da sociologia, a partir do trabalho de Bourdieu (1973), tem-se argumentado que tal fenômeno pode ser explicado pelo desigual nível de capital cultural entre famílias. Como a ampliação do capital cultural depende do consumo de bens e serviços culturais, famílias de mais alta renda tendem a ter maior nível de capital cultural. Isso faz com que obtenham maior sucesso em introduzir seus filhos em um novo arranjo social com novas regras, que é a escola. Isso facilita a adaptação do aluno, fazendo-o se sentir parte desse novo ambiente

(LAREAU; HORVAT, 1999). Dessa forma, a desigualdade de renda não seria a explicação para a desigualdade educacional, mas sim o fato de famílias com menos capital cultural terem menos habilidades para auxiliar seus filhos no que diz respeito a questões escolares.

Farkas (2003) argumenta que embora o consumo de bens culturais tenha pouco valor produtivo, pais mais ricos que tenham mais acesso a esses bens fornecem aos seus filhos maior capital cultural, o que é captado pelos professores. Assim, o capital cultural funcionaria como uma espécie de sinalização de status social o que seria importante na aceitação da criança dentro de escolas. Dessa forma, como afirma De Graaf et al. (2000), escolas são lugares onde a posse de capital cultural é recompensada.

Estudos empíricos atestaram a importância do capital cultural sobre desempenhos escolares. O consumo de atividades culturais dos alunos, ou de seus pais, e medidas de relações socioculturais das famílias são, normalmente, utilizados como *proxy* de capital cultural.

Tramonte e Willms (2010) utilizam dados do PISA¹ de 2000 para avaliar os efeitos do capital cultural sobre o sentimento de pertencer à escola, aspirações de emprego e aprendizado em leitura. Para tanto, os autores dividiram o capital cultural em duas formas. A primeira, denominada estática, diz respeito ao consumo de bens e atividades culturais dos estudantes. A segunda forma, chamada de relacional, compreende recursos culturais que são expressos em discussões entre pais e filhos sobre cultura, política, atividades escolares, livros e questões sociais. Através de um modelo linear hierárquico, considerando todos os países da OCDE, os autores encontram que ambas as formas de capital cultural têm efeitos significativos sobre os desempenhos escolares, com destaque para o efeito sobre leitura. Um desvio padrão a mais nos índices de capital cultural das famílias estaria relacionado com 0,14 desvio padrão a mais nas notas dos alunos de 15 anos no exame de proficiência em leitura.

Utilizando dados longitudinais de 1988 a 2000 dos Estados Unidos para alunos da 8ª série até o ensino superior, Dumais e Ward (2010) avaliam o impacto do capital cultural sobre matrículas, sobre desempenho e sobre conclusões dos alunos no ensino superior. Assim como feito em Tramonte e Willms (2010), os autores dividem o capital cultural em dois grupos: participações em atividades culturais e interações estratégicas. O primeiro diz respeito a frequência em atividades culturais das famílias, como ir a museus, concertos e bibliotecas. O segundo considera se o aluno recebeu ajuda em requerimentos para concorrer a universidades e se o aluno recebeu ajuda com trabalhos universitários. Através de um modelo Logit, os resultados indicam que o capital cultural é importante apenas nos anos de adolescência, no sentido de afetar as matrículas em cursos superiores. Não existem, no entanto, evidências de que o capital cultural esteja relacionado com resultados posteriores dos alunos em termos de finalização do curso e desempenho escolar.

Jaeger (2011) argumenta que os resultados encontrados na literatura superestimam o impacto do capital cultural sobre educação pela incapacidade que os trabalhos têm em resolver

1 PISA é uma avaliação escolar internacional desenvolvida pela OCDE conjuntamente com os países membros. É divulgada a cada 3 anos.

problemas de variáveis omitidas. Com uma vasta fonte de dados longitudinais dos Estados Unidos de crianças de 6 a 14 anos que incluem também questionários sobre as famílias, o autor utiliza uma metodologia de efeitos fixos duplos, controlando não apenas características fixas dos indivíduos, mas também das famílias. Segundo Jaeger (2011), essa fonte de variação extra permite solucionar o problema de viés de variável omitida. Os resultados indicam que variáveis que compõem o capital cultural têm efeitos positivos sobre as notas dos alunos em exames de proficiência em leitura e matemática. Esse efeito, no entanto, é menor do que o encontrado anteriormente pela literatura. Em média, um desvio padrão a mais nos indicadores de capital cultural impacta a proficiência do aluno em 0,05 desvio padrão.

Com uma base de dados longitudinal de pessoas que participaram dos programas chamados *Big Brothers/Big Sisters of America* durante os anos 1990, Gaddis (2013) investiga o papel do capital cultural e dos sentimentos individuais a respeito de educação sobre o desempenho escolar dos alunos. Os resultados do modelo de painel de primeira diferença evidenciam que quando controlado pelos sentimentos dos alunos a respeito da escola, capital cultural não é significativamente relacionado com desempenho escolar. Já as variáveis de sentimentos a respeito da educação foram significativas, indicando que um desvio a mais nesses indicadores estão relacionados aproximadamente com 0,15 desvio padrão a mais no desempenho escolar. Segundo o autor, esse resultado ocorre porque o capital cultural muda a visão que os alunos têm sobre a escola e sobre suas próprias habilidades necessárias para a sua formação acadêmica.

Apesar de existir uma vasta literatura da importância do capital cultural das famílias e das crianças sobre desempenhos escolares, não encontramos em nossa revisão de literatura, trabalhos que avaliem o efeito do capital cultural dos professores sobre os alunos. A hipótese considerada é que da mesma forma que existe efeito positivo de transmissão de capital cultural de pais para filhos, como sugerem De Graaf et al. (2000) e Lareau e Weininger (2003), o capital cultural de professor é importante para o aprendizado do aluno. Os mecanismos pelos quais isso ocorreria seriam dois. O primeiro é através do estímulo ao aluno em ampliar seu capital cultural, incentivando sua frequência em atividades culturais ou estimulando seus hábitos de leitura, por exemplo. A segunda forma é através de utilização de melhores práticas de ensino que façam o aluno se sentir estimulado em sala de aula. Isso auxiliaria tanto na questão de Lareau e Horvat (1999), de que o aluno precisa se sentir parte do ambiente escolar, como na questão de Gaddis (2013), de que o aluno precisa se sentir estimulado a conhecer suas próprias habilidades.

2.3 Metodologia

Esta seção apresenta a metodologia utilizada no trabalho. Inicia-se com a apresentação da base de dados e, posteriormente, descreve-se a estratégia empírica.

2.3.1 Dados e Amostra

A base de dados utilizada é o Sistema de Avaliação de Educação Básica de 2011 (Saeb 2011) realizado para todo o Brasil. Essa avaliação, realizada pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (Inep), é dividida em duas partes: Avaliação Nacional da Educação Básica (Aneb), a parte amostral do Saeb, e Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (Anresc), também conhecida como Prova Brasil, que diz respeito a parte censitária do Saeb.

A Prova Brasil é composta por informações de todas as escolas públicas (municipais, estaduais e federais) com pelo menos 20 alunos matriculados no 5º e 9º ano do ensino fundamental. Já a parte amostral, o Aneb, é composta por escolas públicas que tenham entre 10 e 19 estudantes matriculados no 5º e 9º ano do ensino fundamental, por escolas particulares que tenham mais de 10 alunos matriculados para o 5º e 9º ano e por escolas públicas e privadas com mais de 10 alunos matriculados na 3ª série do ensino médio.

Para ambas as avaliações, alunos, professores e diretores respondem a questionários sobre características socioeconômicas, práticas pedagógicas e infraestrutura da escola. Além dos questionários, os alunos realizam testes padronizados de proficiência em língua portuguesa e matemática. Como os questionários são diferentes de acordo com a série do aluno, utilizam-se nesse trabalho apenas as informações referentes ao 5º ano do ensino fundamental, por ser o que apresenta mais informações referentes à cultura. Associa-se a essa base também informações de renda *per capita* dos municípios e oferta de atividades culturais², ambas fornecidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Além dos dados sobre os resultados dos alunos nos exames de proficiência e o capital cultural dos professores, utilizam-se nesse trabalho informações sobre características socioeconômicas dos alunos e características das escolas. A tabela (1) apresenta as variáveis utilizadas e suas estatísticas descritivas.

Da mesma forma como feito em Tramonte e Willms (2010), a variável capital cultural é um índice construído com base na metodologia de componentes principais. Assim, reduz-se as informações contidas em um conjunto de variáveis através da criação de componentes ortogonais, cujo primeiro componente principal é o utilizado nesse trabalho. Esse índice é construído com base nas respostas dos professores para as questões sobre consumo de bens e serviços culturais referentes a espetáculos de música e dança, teatro, cinema, museu, biblioteca, livros, revistas e jornais. Esse índice varia entre -5,88 e 3,72, com média próxima a 0,23 para professores.

Entre as características socioeconômicas dos alunos, utilizam-se informações de raça, localização da escola (área urbana ou rural), situação de alfabetização dos pais e se os alunos costumam ver seus pais ou mães lendo. Embora nos questionários os alunos não respondam a

² As informações sobre oferta de atividades culturais são decorrentes da Pesquisa de Informações Básicas Municipais (Munic) do IBGE. Embora essa pesquisa tenha sido também realizada no ano de 2011, o bloco de informações sobre cultura foi divulgado apenas para os anos de 2006 e 2012. Dessa forma, optamos por utilizar os dados mais recentes sob a hipótese de que a infraestrutura cultural de um município não apresenta grande variação em um ano.

perguntas sobre rendimento da família, existem questões sobre a presença e número de ativos domiciliares que nos permite construir um índice de nível socioeconômico familiar, da mesma forma que construímos o índice de capital cultural. Tal procedimento, para trabalhos com a base de dados do Saeb, já foi utilizado por Machado et al. (2013). Os ativos utilizados para a elaboração do índice de nível socioeconômico foram os seguintes: aparelhos de televisão, rádio e vídeo, computadores, geladeiras, *freezers*, máquinas de lavar roupas, internet, carros e características da residência com relação a banheiros e quartos. O índice varia entre -5,41 e 5,61, com média 0,05. Já com relação à escolaridade dos pais, embora os alunos respondam a essa pergunta, 30 % das crianças não sabiam ao certo a última série concluída pela mãe e 35% pelo pai. Dessa forma, opta-se por não utilizar essa variável e o indicador de educação dos pais é composto de duas variáveis binárias, que são: pelo menos um dos pais alfabetizado e se o aluno costuma ver um dos pais lendo. Essa última variável também tem a importância de controlar o nível cultural da família³. Para indicadores das características da escola, utilizam-se controles para o tipo de dependência administrativa da escola e oferta de monitorias, além de informações sobre anos de escolaridade, salário e experiência dos professores e diretores.

Tabela 1: Estatísticas descritivas - alunos do 5º ano do ensino fundamental

	Alunos que realizaram o exame de língua portuguesa			
	Média	desvio padrão	Máximo	Mínimo
Proficiência no exame de língua portuguesa	197,43	45,862	339,45	77,203
Proficiência do exame de matemática	218,16	47,273	338,17	90,128
Capital cultural do professor	0,23196	1,6279	3,7186	-5,8777
Características socioeconômicas				
Aluno branco	0,45278	0,49776	1	0
Aluna mulher	0,49785	0,49999	1	0
Escola em área urbana	0,92364	0,26556	1	0
Nível socioeconômico do aluno	0,05553	1,8152	5,615	-5,411
Pai alfabetizado	0,94386	0,23017	1	0
Mãe alfabetizada	0,96109	0,193372	1	0
Costuma ver o pai lendo	0,81134	0,39123	1	0
Costume ver a mãe lendo	0,90387	0,29476	1	0
Características da escola				
Escola federal	0,00084	0,02897	1	0
Escola privada	0,01624	0,12643	1	0
Escola municipal ou estadual	0,98208	0,13264	1	0
Monitoria	0,88055	0,32431	1	0
Anos de escolaridade do professor	15,041	1,5074	17	4
Salário do professor (em R\$)	1808,3	994,06	5450	545
Anos de experiência do professor	3,6506	2,8906	8	0,5
Anos de escolaridade do diretor	14,418	3,0383	17	4
Salário do diretor (em R\$)	3173,7	1326,4	5450	545
Anos de experiência do diretor	6,8111	5,5280	20	0,5
Observações	931704			

Fonte: Saeb 2011/Inep

³ Nos questionários do Saeb não existem informações a respeito dos hábitos de consumo de bens e serviços culturais dos pais dos alunos.

2.3.2 Estratégia Empírica

O principal objetivo do trabalho é verificar se o capital cultural do professor influencia o aprendizado dos alunos, medido através dos exames de proficiência. O problema principal para esse tipo de estimação é que existem características não observadas dos professores que podem estar relacionadas tanto com o aprendizado do aluno, quanto com o seu capital cultural. Para tratar desse possível viés, utiliza-se a estratégia de Variáveis Instrumentais (VI). O capital cultural do professor é instrumentalizado por um conjunto de variáveis binárias sobre a oferta de atividades culturais municipais. Sob certas hipóteses a respeito dos instrumentos utilizados, o estimador de VI fornece a relação causal entre capital cultural do professor e proficiência do aluno. Os instrumentos utilizados e suas estatísticas descritivas encontram-se na tabela (2).

Tabela 2: Estatísticas descritivas dos instrumentos

	% de municípios que ofertam em 2012	Desvio padrão (em %)
Teatro ou sala de espetáculo	22,44	41,72
Museu	24,98	43,29
Centro cultural	33,91	47,34
Cinema	10,67	30,88
Observações	5565	

Fonte: Munic/IBGE 2012

A estratégia empírica desse trabalho, portanto, baseia-se em uma regressão em dois estágios, cujo primeiro estágio consiste na regressão do capital cultural do professor do aluno i no município j sobre um vetor de indicadores de oferta de atividades culturais no município j (Z_j), além de um vetor de características socioeconômicas (X_{ij}), um vetor das características da escola (W_{ij}) e um controle de renda do município que é o PIB *per capita* ($PIBpc_j$):

$$\text{Capital cultural do professor}_{ij} = \alpha + \beta'Z_j + \gamma'X_{ij} + \lambda'W_{ij} + \phi PIBpc_j + \varepsilon_{ij} \quad (2.1)$$

O segundo estágio é dado por:

$$y_{ij} = \theta + \delta \widehat{\text{Capital cultural do professor}}_{ij} + \mu'X_{ij} + \eta'W_{ij} + \rho PIBpc_j + \xi_{ij} \quad (2.2)$$

onde y_{ij} denota o resultado da criança no exame de proficiência de língua portuguesa ou matemática.

A validade dos instrumentos utilizados nesse trabalho é condicional a duas hipóteses. A primeira é que o nível de capital cultural dos professores seja influenciado pela oferta de atividades culturais dos municípios. A segunda é que a oferta de atividades culturais não seja

correlacionada a fatores não observáveis que determinam o desempenho das crianças nos exames de proficiência. A primeira hipótese é testada através da estimação do primeiro estágio. A segunda hipótese não é testável, mas no apêndice deste trabalho realizam-se alguns exercícios para discutir os possíveis casos em que essa hipótese não seria verdadeira.

2.4 Resultados

Essa seção é dividida em apresentação dos resultados do 1º estágio e resultados do 2º estágio.

2.4.1 Resultados do 1º estágio

A seguir, apresetam-se os resultados das regressões do 1º estágio para a proeficiência em língua portuguesa e, posteriormente, para matemática.

2.4.1.1 Língua portuguesa

A tabela (3) apresenta os resultados dos primeiros estágios dos modelos estimados por VI para os alunos que realizaram o exame em língua portuguesa. A sequência de especificações apresentadas partem da forma mais simples, apenas os instrumentos como variáveis explicativas, para a mais completa, adicionando primeiramente controles de Unidades da Federação (UF), posteriormente controles de características socioeconômicas e, por fim, controles de características da escola. Todos os coeficientes dos instrumentos são estatisticamente significantes a 1% em todos os modelos. Além disso, os coeficientes dos instrumentos apresentam alta magnitude em todas as estimações. A estatística F indica que os instrumentos utilizados têm forte correlação com o índice da capital cultural dos professores. Além desse teste, a estatística J de Hansen não rejeita a hipótese nula de que os instrumentos são válidos. Esses resultados sugerem, portanto, que o conjunto de instrumentos utilizados é adequado para capital cultural do professor.

Tabela 3: Regressões do primeiro estágio dos modelos estimados por VI para proficiência em língua portuguesa - alunos do 5º ano do ensino fundamental

Variável dependente: Capital cultural dos professores				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Teatro ou sala de espetáculo	0,373*** (0,0679)	0,270*** (0,0505)	0,248*** (0,0488)	0,223*** (0,0476)
Museu	0,342*** (0,0565)	0,293*** (0,0430)	0,273*** (0,0416)	0,252*** (0,0405)
Centro cultural	0,169*** (0,0642)	0,149*** (0,0442)	0,137*** (0,0435)	0,132*** (0,0428)
Cinema	0,313*** (0,0689)	0,213*** (0,0461)	0,182*** (0,0447)	0,161*** (0,0439)
PIB per capita			0,00000211** (0,000000973)	0,00000176* (0,000000940)
Aluno branco			-0,000812 (0,00876)	-0,00294 (0,00855)
Aluna mulher			0,00274 (0,00516)	0,00124 (0,00522)
Escola em área urbana			0,384*** (0,0460)	0,323*** (0,0452)
Nível socioeconômico do aluno			0,0280*** (0,00414)	0,0213*** (0,00367)
Pelo menos um dos pais alfabetizado			0,117*** (0,0333)	0,111*** (0,0332)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo			0,0435*** (0,0131)	0,0432*** (0,0133)
Escola federal				0,255 (0,398)
Escola privada				0,285*** (0,0806)
Monitoria				0,115*** (0,0371)
Anos de escolaridade do professor				0,0414*** (0,00724)
Salário do professor (em R\$)				-0,0000158 (0,0000127)
Anos de experiência do professor				0,0160*** (0,00377)
Anos de escolaridade do diretor				0,00726* (0,00381)
Salário do diretor (em R\$)				0,0000422*** (0,0000123)
Anos de experiência do diretor				0,00449** (0,00212)
Constante	-0,525*** (0,0361)	-0,516*** (0,0542)	-1,118*** (0,0946)	-2,069*** (0,175)
Dummy de UF	Não	Sim	Sim	Sim
Observações	386431	386431	386431	386431
R-quadrado	0,08	0,13	0,136	0,14
Teste de instrumentos	Estat. F = 111,88 Prob>F = 0,000	Estat. F = 73,04 Prob>F = 0,000	Estat. F = 65,56 Prob>F = 0,000	Estat. F = 58,33 Prob>F = 0,000
Teste de sobre identificação	Estat. J=0,209 Valor p= 0,976	Estat. J = 2,758 Valor p = 0,430	Estat. J = 2,480 Valor p = 0,479	Estat. J = 1,970 Valor p = 0,579

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

- * Estatisticamente significativa a 10%
- ** Estatisticamente significativa a 5%
- *** Estatisticamente significativa a 1%

2.4.1.2 Matemática

A tabela (4) apresenta os resultados do primeiro estágio das estimações feitas por VI

para os alunos que realizaram a prova de proficiência em matemática. A sequência de modelos é apresentada da mesma forma que foi apresentada para alunos de português. Novamente os instrumentos se mostraram fortemente significativos para explicar o capital cultural dos professores. A magnitude dos coeficientes é alta e semelhante às encontradas nas estimativas para língua portuguesa. Os instrumentos também passam nos testes de exclusão de instrumentos e nos testes de sobre identificação.

Tabela 4: Regressões do primeiro estágio dos modelos estimados por VI para proficiência em matemática - alunos do 5º ano do ensino fundamental

Variável dependente: Capital cultural do professor				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Teatro ou sala de espetáculo	0,414*** (0,0591)	0,294*** (0,0460)	0,273*** (0,0444)	0,246*** (0,0438)
Museu	0,353*** (0,0513)	0,293*** (0,0395)	0,274*** (0,0382)	0,255*** (0,0371)
Centro cultural	0,176*** (0,0569)	0,155*** (0,0403)	0,144*** (0,0395)	0,138*** (0,0385)
Cinema	0,296*** (0,0638)	0,188*** (0,0433)	0,158*** (0,0416)	0,131*** (0,0405)
PIB per capita			0,00000179** (0,000000841)	0,00000139* (0,000000815)
Aluno branco			-0,00250 (0,00733)	-0,00434 (0,00716)
Aluna mulher			0,00583 (0,00401)	0,00422 (0,00401)
Escola em área urbana			0,376*** (0,0428)	0,318*** (0,0418)
Nível socioeconômico do aluno			0,0294*** (0,00369)	0,0235*** (0,00332)
Pelo menos um dos pais alfabetizado			0,103*** (0,0285)	0,0947*** (0,0283)
Costuma ver os pais lendo			0,0306** (0,0119)	0,0296** (0,0120)
Escola federal				-0,519 (0,490)
Escola Privada				0,195*** (0,0666)
Monitoria				0,107*** (0,0343)
Anos de escolaridade do professor				0,0351*** (0,00646)
Salário do professor (em R\$)				-0,0000102 (0,0000122)
Anos de experiência do professor				0,0170*** (0,00330)
Anos de escolaridade do diretor				0,00507 (0,00344)
Salário do diretor (em R\$)				0,0000492*** (0,0000101)
Anos de experiência do diretor				0,00508*** (0,00180)
Constante	-0,572*** (0,0341)	-0,604*** (0,0520)	-1,159*** (0,0872)	-2,021*** (0,153)
Dummy de UF	Não	Sim	Sim	Sim
Observações	545273	545273	545273	545273
R-quadrado	0,086	0,140	0,145	0,150
Teste de instrumentos	Estat. F = 95,76 Prob>F = 0,00	Estat. F = 81,07 Prob>F = 0,00	Estat. F = 75,41 Prob>F = 0,00	Estat. F = 67,13 Prob>F = 0,00
Teste de sobre identificação	Estat. J = 0,719 Valor p = 0,869	Estat. J = 2,725 Valor p = 0,436	Estat. J = 2,09 Valor p = 0,554	Estat. J = 1,593 Valor p = 0,661

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significante a 10%

** Estatisticamente significante a 5%

*** Estatisticamente significante a 1%

2.4.2 Resultados do 2º estágio

A seguir, apresetam-se os resultados das regressões do 2º estágio para a proeficiência em língua portuguesa e, posteriormente, para matemática.

2.4.2.1 Língua portuguesa

A tabela (5) apresenta os resultados de uma sequência de modelos estimados por MQO (colunas (1) a (4)) e por VI (colunas (5) a (8)) para estudantes que realizaram o exame de proficiência em língua portuguesa. Os modelos começam com apenas o capital cultural como variável explicativa. Na sequência adicionam-se controles para UF, controles para características socioeconômicas e, por fim, adicionam-se controles para as características da escola.

Verifica-se que a magnitude do coeficiente de capital cultural do professor reduz a medida que adicionam-se mais controles, independente do método de estimação. Entretanto, ele é significativo a pelo menos 10% em todos os modelos. No caso dos modelos estimados por VI, o coeficiente é sempre significativo a 1%, indicando robustez no resultado. Vale ressaltar que o estimador de VI para o capital cultural dos professores é superior ao de MQO em todas as combinações de modelos. Isso ocorre devido ao fato de o estimador de VI não ser diretamente informativo sobre o efeito médio causal de todos os indivíduos tratados, mas sim sobre o efeito médio causal dos indivíduos que são afetados pela variação do instrumento.

Como o capital cultural não é aleatório entre os professores, os estimadores de MQO não podem ser interpretados como relações causais. Por isso e também pela importância verificada dos controles de características socioeconômicas e características das escolas, escolhemos a coluna (8) da tabela (5) como o principal resultado para realizarmos inferência e discutirmos os canais existentes entre o capital cultural do professor e o aprendizado do aluno em língua portuguesa.

O coeficiente de VI estimado na coluna (8) da tabela (5) indica que o capital cultural do professor tem impacto positivo sobre a proficiência do aluno de 5º ano no exame de língua portuguesa. Segundo a estimativa, uma unidade a mais no índice de capital cultural do professor tem impacto de 4,18 pontos, em média, no exame realizado pelo aluno, tudo o mais constante. Como mostra a tabela (1), o desvio padrão da amostra utilizada para exame de proficiência em língua portuguesa é de aproximadamente 46, enquanto o desvio padrão do índice de capital cultural é de aproximadamente 1,6. Portanto, o impacto estimado de um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor sobre a proficiência do aluno é, em média, 0,15 desvio padrão ($\frac{4,18 \times 1,6}{46} = 0,15$). Esse resultado é bastante semelhante aos encontrados por Tramonte e Willms (2010) e Gaddis (2013). Isso significa que, em média, o ganho da transmissão de capital cultural para as crianças, em termos de aprendizado, vindo através dos pais ou dos professores é similar. Essa comparação deve ser feita, no entanto, com cuidado, na medida que os autores utilizam em sua amostra países da OCDE e Estados Unidos respectivamente, com diferentes faixas etárias de análise.

2.4.2.2 Matemática

A tabela (6) apresenta os resultados das estimações por MQO e VI para alunos que realizaram o exame de matemática. Nos modelos iniciais de cada método, o coeficiente de capital cultural do professor é positivo e significativo. Entretanto, quando adicionam-se todos os controles à regressão, tanto o estimador de MQO quanto o de VI são não significativos para o capital cultural do professor. Dessa forma, o resultado parece indicar que, diferentemente do que ocorre com a proficiência em língua portuguesa das crianças, o capital cultural do professor não exerce impacto significativo sobre o aprendizado de matemática dos alunos.

O número de observações para as regressões de alunos de matemática é superior ao de língua portuguesa porque mantivemos na amostra apenas os professores que responderam ao bloco dos questionários sobre práticas de ensino, o que será útil para analisar os canais de transmissão do capital cultural. Comparado aos professores de matemática, professores de português responderam menos (cerca de 30 % menos) a totalidade dos questionamentos do bloco. Assim, alunos desses professores não estão presentes na amostra.

2.4.3 Mecanismos

Os resultados apresentados até agora indicam que o capital cultural do professor exerce importante influência sobre o aprendizado das crianças em língua portuguesa. Entretanto, quando analisa-se o aprendizado dos alunos em matemática, o capital cultural do professor não parece ter influência alguma. Dessa forma, fica a importante questão: quais os mecanismos que fazem com que alunos de língua portuguesa se beneficiem de ter aulas com professores com maior capital cultural?

Para responder essa questão, testa-se, através do método de VI, vários possíveis canais de transmissão do capital cultural do professor⁴. Os canais utilizados foram divididos em dois blocos. O primeiro são informações contidas nos questionários do Saeb dos alunos ou dos professores de língua portuguesa que são possíveis mecanismos. O segundo é o próprio bloco de práticas de ensino que os professores de língua portuguesa devem responder no questionário do SAEB.

O primeiro bloco de canais testados tem 4 variáveis. Primeiro, um índice de capital cultural do aluno, calculado da mesma forma como é calculado o do capital cultural do professor, ou seja, através da frequência de consumo de bens e serviços culturais dos alunos. Os demais mecanismos testados são os seguintes: se o professor utiliza livros de leitura em geral, se o aluno faz o tema de português e, por fim, se o professor corrige o tema de português. As regressões são as mesmas apresentadas na coluna (8) da tabela (5), alterando apenas a variável

⁴ O primeiro estágio dessas regressões é o mesmo apresentado na coluna (4) da tabela (3).

Tabela 5: Estimções por MQO e VI para proficiência em língua portuguesa - alunos do 5º ano do ensino fundamental

	Variável dependente: Proficiência no exame de língua portuguesa							
	MQO (1)	MQO (2)	MQO (3)	MQO (4)	VI (5)	VI (6)	VI (7)	VI (8)
Capital cultural do professor	2,208*** (0,227)	0,889*** (0,148)	0,411*** (0,113)	0,179* (0,0987)	12,86*** (1,551)	10,09*** (1,354)	6,063*** (1,277)	4,180*** (1,321)
PIB per capita			0,0000561** (0,0000282)	0,0000372 (0,0000268)			0,0000180 (0,0000275)	0,0000175 (0,0000267)
Aluno branco			2,888*** (0,274)	2,734*** (0,261)			2,937*** (0,263)	2,768*** (0,254)
Aluna mulher			13,13*** (0,173)	13,05*** (0,175)			13,08*** (0,175)	13,03*** (0,174)
Escola em área urbana			5,990*** (0,571)	4,613*** (0,547)			3,262*** (0,764)	3,137*** (0,716)
Nível socioeconômico do aluno			4,065*** (0,0742)	3,633*** (0,0752)			3,773*** (0,101)	3,484*** (0,0934)
Pelo menos um dos pais alfabetizado			8,172*** (0,807)	7,894*** (0,809)			7,088*** (0,864)	7,218*** (0,856)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo			4,075*** (0,340)	4,106*** (0,335)			3,808*** (0,340)	3,920*** (0,332)
Escola federal				31,02*** (5,611)				29,91*** (6,962)
Escola privada				26,18*** (1,345)				24,78*** (1,656)
Monitoria				1,491*** (0,549)				0,899* (0,544)
Anos de escolaridade do professor				0,663*** (0,0947)				0,476*** (0,113)
Salário do professor (em R\$)				0,000466* (0,000253)				0,000430* (0,000237)
Anos de experiência do professor				0,368*** (0,0509)				0,299*** (0,0586)
Anos de escolaridade do diretor				0,179*** (0,0626)				0,132* (0,0744)
Salário do diretor (em R\$)				0,000781*** (0,000220)				0,000380* (0,000201)
Anos de experiência do diretor				0,178*** (0,0282)				0,154*** (0,0310)
Constante	196,6*** (0,596)	208,7*** (0,0604)	176,5*** (1,804)	156,3*** (2,769)	194,1*** (0,566)	204,9*** (0,554)	180,8*** (1,794)	165,1*** (3,045)
Dummy de UF	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Observações	386431	386431	386431	386431	386431	386431	386431	386431

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significante a 10%

** Estatisticamente significante a 5%

*** Estatisticamente significante a 1%

Tabela 6: Estimativas por MQO e VI para proficiência em matemática - alunos do 5º ano do ensino fundamental

	Variável dependente: Proficiência no exame de matemática							
	MQO (1)	MQO (2)	MQO (3)	MQO (4)	VI (5)	VI (6)	VI (7)	VI (8)
Capital cultural do professor	2,501*** (0,300)	0,702*** (0,141)	0,218** (0,105)	-0,00767 (0,0904)	12,45*** (2,109)	6,661*** (1,929)	2,153 (1,753)	-0,154 (1,643)
PIB per capita			0,0000158 (0,0000390)	0,00000535 (0,0000352)			0,00000374 (0,0000347)	0,00000601 (0,0000322)
Aluno branco			3,891*** (0,284)	3,656*** (0,264)			3,913*** (0,274)	3,655*** (0,258)
Aluna mulher			-3,335*** (0,218)	-3,434*** (0,222)			-3,354*** (0,227)	-3,433*** (0,227)
Escola em área urbana			5,674*** (0,686)	4,265*** (0,646)			4,745*** (0,971)	4,319*** (0,893)
Nível socioeconômico do aluno			4,649*** (0,0732)	4,158*** (0,0703)			4,547*** (0,105)	4,164*** (0,0957)
Pelo menos um dos pais alfabetizado			6,987*** (0,761)	6,671*** (0,765)			6,643*** (0,842)	6,693*** (0,827)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo			4,024*** (0,280)	4,035*** (0,277)			3,958*** (0,291)	4,040*** (0,283)
Escola federal				30,45*** (4,547)				30,38*** (4,625)
Escola privada				30,46*** (1,673)				30,49*** (1,901)
Monitoria				2,594*** (0,570)				2,616*** (0,575)
Anos de escolaridade do professor				0,752*** (0,0922)				0,758*** (0,115)
Salário do professor (em R\$)				0,000510 (0,000368)				0,000513 (0,000358)
Anos de experiência do professor				0,479*** (0,0474)				0,481*** (0,0489)
Anos de escolaridade do diretor				0,206*** (0,0734)				0,207** (0,0812)
Salário do diretor (em R\$)				0,000206 (0,000325)				0,000222 (0,000249)
Anos de experiência do diretor				0,232*** (0,0361)				0,233*** (0,0404)
Constante	218,0*** (0,769)	228,7*** (0,0461)	207,8*** (2,417)	186,2*** (3,625)	215,7*** (0,755)	226,8*** (0,630)	209,4*** (2,014)	185,9*** (3,167)
Dummy de UF	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Observações	545273	545273	545273	545273	545273	545273	545273	545273

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significante a 10%

** Estatisticamente significante a 5%

*** Estatisticamente significante a 1%

dependente que agora são os possíveis canais. Sendo assim, testa-se a influência do capital cultural dos professores sobre essas variáveis para identificarmos se são realmente os mecanismos de transmissão. Os resultados estão presentes na tabela (7).

Os estimadores de VI indicam que o capital cultural do professor tem impacto positivo e significativo sobre o capital cultural dos alunos. Isso significa que professores com maior capital cultural de alguma forma incentivam os alunos a consumirem mais bens e serviços culturais, o que amplia consideravelmente o capital cultural dos mesmos. Como o desvio padrão do índice de capital cultural do aluno é de 1,5, o impacto de um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor sobre o capital cultural do aluno é, em média, de 0,22 desvio padrão ($\frac{0,208 \times 1,6}{1,5} = 0,22$), dados os demais controles. Esse resultado é muito importante na medida que vários trabalhos já mostraram como o capital cultural dos alunos é importante para o desempenho escolar das crianças e para a reduzir a desigualdade de escolaridade (LAREAUS; WEININGER, 2003, DUMMAIS; WARD, 2010, TRAMONTE; WILLMS, 2010 e GADDIS, 2013).

Outra variável testada que parece ser um canal para o maior aprendizado das crianças em língua portuguesa, quando professores com maior capital cultural lecionam, é a utilização de livros de leitura geral pelos docentes. Esse resultado indica que professores com maior capital cultural tem maior probabilidade de utilizar livros em sala de aula. Como esse é um modelo de probabilidade linear, um desvio padrão a mais no capital cultural do professor amplia, em média, a probabilidade do professor utilizar livros em sala de aula em 2,5 pontos percentuais ($1,6 \times 0,0159 = 0,025$). O capital cultural do professor, no entanto, não parece exercer efeito sobre a decisão das crianças de fazer os temas, nem sobre a decisão de corrigi-los.

Tabela 7: Teste do 1º grupo de canais para língua portuguesa - alunos do 5º ano do ensino fundamental

	Capital cultural do aluno	Professor utiliza livros	Faz tema de português	Professor corrige tema
	(1)	(2)	(3)	(4)
Capital cultural do professor	0,208*** (0,0265)	0,0159*** (0,00602)	-0,00210 (0,00192)	-0,0000594 (0,00160)
PIB per capita	7,46e-08 (0,000000394)	-0,000000182** (8,94e-08)	4,94e-08* (2,74e-08)	5,87e-08** (2,33e-08)
Aluno branco	-0,109*** (0,00558)	0,00143 (0,00102)	0,00101 (0,000716)	-0,000665 (0,000448)
Aluna mulher	0,306*** (0,00640)	0,000350 (0,000648)	0,0246*** (0,000800)	0,00964*** (0,000479)
Escola em área urbana	0,147*** (0,0209)	0,000493 (0,00644)	0,000614 (0,00168)	-0,000427 (0,00150)
Nível socioeconômico do aluno	0,144*** (0,00263)	-0,000116 (0,000414)	0,00352*** (0,000356)	0,00116*** (0,000187)
Pelo menos um dos pais alfabetizado	-0,152*** (0,0269)	0,00138 (0,00478)	0,0115*** (0,00411)	0,000480 (0,00308)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo	0,575*** (0,0141)	-0,00238 (0,00166)	0,0254*** (0,00159)	0,0133*** (0,00123)
Escola federal	-0,329*** (0,0609)	0,0184** (0,00788)	0,0187*** (0,00472)	0,0103 (0,00779)
Escola privada	-0,187*** (0,0369)	0,00341 (0,0122)	0,0147*** (0,00221)	0,00917*** (0,00142)
Monitoria	0,0604*** (0,0153)	0,0110** (0,00501)	-0,000474 (0,00114)	0,000331 (0,00106)
Anos de escolaridade do professor	-0,00323 (0,00347)	0,00124 (0,00108)	0,000278 (0,000264)	0,000719*** (0,000250)
Salário do professor (em R\$)	0,00000135 (0,00000510)	0,00000351** (0,00000159)	0,000000245 (0,000000382)	-0,000000201 (0,000000348)
Anos de experiência do professor	0,00384** (0,00159)	0,000254 (0,000511)	0,000399*** (0,000128)	0,000151 (0,000110)
Anos de escolaridade do diretor	0,00357** (0,00157)	0,000882* (0,000522)	-0,00000272 (0,000122)	-0,000140 (0,000121)
Salário do professor (em R\$)	-0,00000512 (0,00000619)	0,00000261* (0,00000138)	8,96e-08 (0,000000383)	-0,000000148 (0,000000337)
Anos de experiência do diretor	-0,00129 (0,000916)	0,0000613 (0,000290)	0,000150** (0,0000685)	0,000170*** (0,0000565)
Constante	-0,791*** (0,0876)	0,888*** (0,0235)	0,925*** (0,00689)	0,959*** (0,00596)
Dummy de UF	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	386431	386431	386431	386431

Nota: Modelos estimados por VI, cujo primeiro estágio é o mesmo apresentado na tabela (3)
Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

- * Estatisticamente significante a 10%
- ** Estatisticamente significante a 5%
- *** Estatisticamente significante a 1%

O segundo grupo de canais testados diz respeito ao bloco de questionamentos do SAEB sobre a adoção de práticas de ensino pelos professores de língua portuguesa. Dessa forma, novamente, são estimados modelos com diferentes práticas de ensino como variável dependente. As estimações são realizadas com o mesmo modelo presente na coluna (8) da tabela (5), alterando apenas a variável dependente para as práticas de ensino. Os resultados são apresentados na tabela (8). O capital cultural do professor parece impactar apenas a adoção da prática de ensino de copiar textos dos livros didáticos em sala de aula. Professores com maior capital cultural utilizariam menos essa prática. É difícil, no entanto, tirar conclusões a respeito da eficácia dessa prática de ensino. Outros controles de qualidade do professor e da escola também parecem ter relação negativa com a adoção dessa prática, o que pode indicar que essa não é necessariamente

uma boa prática de ensino.

2.5 Checagem de robustez

Como já discutido, os resultados deste trabalho são sensíveis a hipóteses sobre os instrumentos utilizados. Uma hipótese fundamental é que os instrumentos, ofertas de atividades culturais, são não correlacionados com fatores não observáveis importantes para o aprendizado das crianças. Um questionamento natural que surge é que os instrumentos utilizados podem afetar diretamente o aluno. Para verificar se isso ocorre, realizaram-se as mesmas regressões por variáveis instrumentais, porém com a instrumentalização simultânea do capital cultural do professor e do aluno. Os instrumentos não foram, no entanto, robustos no primeiro estágio para os alunos. No segundo estágio, inclusive, o coeficiente do capital cultural do aluno estimado foi negativo, indicando que o consumo de cultura, sem ser via professor, prejudica o desempenho escolar. Outra possível fonte de endogeneidade ocorreria se, por exemplo, a oferta de atividades culturais ocorrerem em municípios onde as escolas têm maior qualidade educacional e a maior qualidade da escola afeta a nota do aluno no exame de proficiência, os resultados encontrados não seriam confiáveis.

Embora a hipótese de exogeneidade do instrumento não seja testável de fato, podemos verificar se a suspeita de que escolas melhores estejam localizadas nos municípios com maior oferta de atividades culturais mudam os resultados encontrados. Para tanto, estimam-se os mesmos modelos apresentados na tabela (5) adicionando um controle de qualidade educacional da escola do aluno. Dessa forma, se o capital cultural do professor estiver impactando a proficiência em língua portuguesa dos alunos apenas pelo fato de o instrumento estar relacionado com a qualidade educacional da escola em que a criança está matriculada, o estimador de VI do coeficiente do capital cultural do professor não deve ser mais significativo. Para controlar a qualidade educacional da escola, portanto, utiliza-se a nota no Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) divulgado para as escolas públicas pelo Inep. Esse índice é composto por duas dimensões: taxa de aprovação média e proficiência média da escola nos exames de proficiência do SAEB. A nota no Ideb é amplamente utilizado no Brasil como referência para qualidade da educação.

Os resultados das estimações do primeiro estágio para as estimações realizadas por VI com o controle de Ideb são apresentados na tabela (9). Os instrumentos são significativos a 1% em todos os modelos. Os instrumentos ainda passam nos testes de exclusão de instrumentos e nos testes de sobre identificação.

Tabela 8: Teste do 2º grupo de canais para língua portuguesa - alunos do 5º ano do ensino fundamental

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Copiar textos do livro didático	Promover discussões a partir de jornais e revistas	Realizar exercícios	Ler, discutir com colegas e escrever textos relacionados	Ler contos, crônicas, poesias ou romances	Conversar sobre contos, crônicas, poesias ou romances	Utiliza contos, crônicas, poesias ou romances para exercitar gramática	Fixar nomes de conceitos gramaticais e linguísticos	Discutir textos, explorando diferentes opiniões
Capital cultural do professor	-0,0268** (0,0136)	0,00291 (0,00515)	0,00388 (0,00588)	-0,00357 (0,00840)	0,00352 (0,00338)	0,00177 (0,00397)	0,00740 (0,00499)	-0,000735 (0,00749)	0,000263 (0,00355)
PIB per capita	-0,000000291 (0,000000365)	-9,10e-08 (7,27e-08)	-7,23e-08 (9,23e-08)	5,01e-08 (0,000000128)	1,93e-08 (4,52e-08)	-4,23e-08 (6,76e-08)	6,06e-08 (7,27e-08)	-0,000000363* (0,000000211)	-0,000000239 (0,000000152)
Aluno branco	-0,000926 (0,00200)	-0,00119 (0,000788)	-0,000175 (0,000930)	-0,000217 (0,00143)	-0,000204 (0,000537)	-0,000838 (0,000631)	-0,000588 (0,000784)	-0,00128 (0,00117)	-0,000948 (0,000866)
Aluna mulher	-0,00256** (0,00119)	0,000697 (0,000581)	0,00124* (0,000656)	0,00129 (0,000960)	0,000156 (0,000396)	-0,000167 (0,000500)	0,0000380 (0,000588)	0,000136 (0,000693)	0,000506 (0,000553)
Escola em área urbana	-0,00191 (0,0110)	0,00263 (0,00494)	0,00523 (0,00583)	0,0162* (0,00857)	0,00217 (0,00364)	0,00894* (0,00461)	0,0137*** (0,00517)	0,0120* (0,00627)	0,000891* (0,00476)
Nível socioeconômico do aluno	-0,00250*** (0,000789)	0,000105 (0,000299)	-0,000152 (0,000355)	0,000244 (0,000553)	0,0000711 (0,000233)	0,0000872 (0,000293)	-0,0000864 (0,000353)	0,000230 (0,000509)	0,000272 (0,000352)
Pelo menos um dos pais alfabetizado	-0,00403 (0,00772)	-0,00162 (0,00333)	0,00392 (0,00393)	0,00149 (0,00577)	-0,00555*** (0,00215)	-0,00407 (0,00277)	-0,000918*** (0,00301)	0,00207 (0,00373)	0,000395 (0,00319)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo	-0,00503* (0,00301)	-0,00159 (0,00124)	-0,00401*** (0,00137)	-0,000593 (0,00213)	-0,000390 (0,00104)	-0,000000376 (0,00120)	-0,00187 (0,00126)	0,000914 (0,00171)	0,000790 (0,00142)
Escola federal	-0,329*** (0,123)	-0,0753 (0,114)	-0,0149 (0,0586)	-0,228 (0,148)	0,0152*** (0,00404)	-0,0318 (0,0597)	0,0279*** (0,0544)	-0,0517 (0,101)	-0,0760 (0,101)
Escola privada	-0,103*** (0,0300)	0,00916 (0,00700)	0,00588 (0,0116)	0,000923 (0,0201)	-0,0352*** (0,0132)	-0,0353*** (0,0148)	-0,0126 (0,0141)	-0,0418** (0,0179)	-0,0163 (0,0125)
Monitoria	-0,000108 (0,00876)	0,00896* (0,00463)	0,00543 (0,00496)	0,0182** (0,00774)	0,00476 (0,00314)	0,00337 (0,00353)	0,000314 (0,00417)	-0,00904* (0,00472)	-0,00953*** (0,00355)
Anos de escolaridade do professor	-0,00576*** (0,00197)	-0,000474 (0,000783)	-0,000344 (0,00101)	-0,000575 (0,00143)	0,000638 (0,000668)	-0,000284 (0,000701)	-0,000205 (0,000874)	-0,000515 (0,00101)	-0,000460 (0,000724)
Salário do professor (em R\$)	-0,0000100*** (0,00000324)	-0,00000840 (0,0000126)	-0,000052*** (0,00000156)	-0,00000331 (0,00000226)	-0,000000611 (0,000000998)	-0,000000561 (0,00000120)	-0,00000179 (0,00000141)	-0,00000205 (0,00000170)	0,000000925 (0,00000127)
Anos de experiência do professor	-0,00369*** (0,00114)	0,0000944 (0,000367)	0,0000161 (0,000480)	-0,000462 (0,000703)	0,000194 (0,000284)	0,000243 (0,000401)	-0,0000339 (0,000446)	-0,00231*** (0,000731)	-0,00147*** (0,000538)
Anos de escolaridade do diretor	0,0000215 (0,000988)	0,000429 (0,000435)	0,000819 (0,000502)	0,000735 (0,000616)	0,000414 (0,000283)	0,000654 (0,000423)	0,000894** (0,000395)	0,000707 (0,000523)	0,000769* (0,000418)
Salário do professor (em R\$)	-0,00000176 (0,00000333)	-0,00000126 (0,00000121)	-0,000000573 (0,00000144)	-0,000000771 (0,00000247)	0,0000000851 (0,000000812)	0,000000995 (0,00000106)	-0,00000126 (0,00000128)	-0,00000377** (0,00000166)	-0,00000257* (0,00000137)
Anos de experiência do diretor	0,0000221 (0,000639)	0,000309 (0,000230)	0,000403 (0,000320)	0,000352 (0,000372)	0,0000638 (0,000142)	0,000154 (0,000189)	-0,0000302 (0,000230)	-0,0000412 (0,000331)	-0,000121 (0,000247)
Constante	1,093*** (0,0505)	0,965*** (0,0182)	0,952*** (0,0228)	0,861*** (0,0333)	0,943*** (0,0131)	0,926*** (0,0163)	0,959*** (0,0187)	1,022*** (0,0265)	0,987*** (0,0194)
Dummy de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	386431	386431	386431	386431	386431	386431	386431	386431	386431

Nota: Modelos estimados por VI, cujo primeiro estágio é o mesmo apresentado na tabela (3)

Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significante a 10%

** Estatisticamente significante a 5%

*** Estatisticamente significante a 1%

Tabela 9: Regressões do primeiro estágio dos modelos estimados por VI para proficiência em língua portuguesa com Ideb - alunos do 5º ano do ensino fundamental

Variável dependente: Capital cultural do professor				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Teatro ou sala de espetáculo	0,366*** (0,0688)	0,263*** (0,0511)	0,243*** (0,0496)	0,219*** (0,0485)
Museu	0,331*** (0,0572)	0,282*** (0,0433)	0,264*** (0,0420)	0,244*** (0,0410)
Centro cultural	0,179*** (0,0650)	0,158*** (0,0447)	0,147*** (0,0440)	0,141*** (0,0436)
Cinema	0,311*** (0,0698)	0,212*** (0,0466)	0,182*** (0,0453)	0,160*** (0,0447)
PIB per capita			0,0000218** (0,00000982)	0,00000179* (0,00000952)
Aluno branco			-0,00338 (0,00882)	-0,00521 (0,00862)
Aluna mulher			0,00280 (0,00533)	0,00110 (0,00536)
Escola em área urbana			0,375*** (0,0469)	0,311*** (0,0464)
Nível socioeconômico do aluno			0,0247*** (0,00404)	0,0191*** (0,00375)
Pelo menos um dos pais alfabetizado			0,118*** (0,0334)	0,112*** (0,0333)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo			0,0446*** (0,0133)	0,0432*** (0,0134)
Escola Federal				0,304 (0,400)
Monitoria				0,109*** (0,0380)
Anos de escolaridade do professor				0,0398*** (0,00734)
Salário do professor (em R\$)				-0,0000171 (0,0000127)
Anos de experiência do professor				0,0149*** (0,00381)
Anos de escolaridade do diretor				0,00611 (0,00389)
Salário do diretor (em R\$)				0,0000425*** (0,0000126)
Anos de experiência do diretor				0,00410* (0,00214)
Nota no IDEB				0,0284* (0,0170)
Constante	-0,523*** (0,0364)	-0,531*** (0,0548)	-1,131*** (0,0959)	-2,162*** (0,188)
Dummy de UF	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	378336	378336	378336	378336
R-quadrado	0,079	0,129	0,134	0,138
Teste de instrumentos	Estat F = 106,30 Prob>F = 0,000	Estat F = 70,17 Prob>F = 0,000	Estat F = 63,21 Prob>F = 0,000	Estat F = 56,90 Prob>F = 0,000
Teste de sobre identificação	Estat. J = 0,206 Valor p = 0,977	Estat. J = 2,647 Valor p = 0,450	Estat. J = 2,282 Valor p = 0,516	Estat. J = 3,084 Valor p = 0,379

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significante a 10%

** Estatisticamente significante a 5%

*** Estatisticamente significante a 1%

Os resultados do segundo estágio dos modelos estimados para proficiência dos alunos em língua portuguesa com a adição do controle de nota da escola no Ideb são apresentados na tabela (10). Diferentemente do que ocorreu sem o controle de nota no Ideb, o coeficiente

do capital cultural do modelo estimado por MQO com controles socioeconômicos e da escola não é significativo. Entretanto, quando estimado por VI, o coeficiente se manteve significativo, porém a 10%⁵ e com uma magnitude menor. Vale ressaltar, no entanto, que esses resultados não são exatamente comparáveis, já que a amostra utilizada para essa regressão é de apenas de estudantes do 5º ano de escolas públicas⁶.

Um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor, com controle de qualidade educacional, impactaria positivamente, em média, a proficiência do aluno em língua portuguesa em 0,04 desvio padrão ($\frac{1,098 \times 1,6}{46} = 0,04$), tudo o mais constante. Esse resultado é semelhante ao encontrado por Jaeger (2011) para capital cultural dos alunos.

Para verificar se os mecanismos de transmissão da cultura do professor se mantêm quando adiciona-se o controle de qualidade educacional, fazemos o mesmo exercício que o realizado na seção (2.4.3). O resultado do primeiro bloco de canais testados são apresentados na tabela (11). Verifica-se que os coeficientes do capital cultural do professor nas duas primeiras colunas na tabela são significativos e muito parecido com os já evidenciado sem o controle de qualidade da escola. Isso evidencia que os canais de transmissão encontrados anteriormente são robustos e, portanto, professores com maior nível de capital cultural tendem a incentivar de alguma forma os alunos a consumirem bens e serviços culturais, além de utilizarem mais livros de leitura em geral em sala de aula.

A diferença nesse conjunto de regressões surge no modelo da coluna (3). Esse resultado indica que alunos que têm aula com professores com maior capital cultural têm menor probabilidade de fazer o tema de português regularmente. Apesar de significativo a 5%, a magnitude do coeficiente é pequena. Ele indica que um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor reduz, em média, a probabilidade do aluno fazer regularmente o tema de português em apenas 0,6 pontos percentuais ($1,6 \times 0,004 = 0,006$), tudo o mais constante.

5 O p valor do coeficiente é 0,06.

6 Por esse motivo a variável *dummy* de escolas privadas foi retirada da regressão.

Tabela 10: Estimativas por MQO e VI para proficiência em língua portuguesa com Ideb - alunos do 5º ano do ensino fundamental de escolas públicas

	Variável dependente: Proficiência em língua portuguesa							
	MQO (1)	MQO (2)	MQO (3)	MQO (4)	VI (5)	VI (6)	VI (7)	VI (8)
Capital cultural do professor	2,082*** (0,225)	0,757*** (0,145)	0,330*** (0,113)	-0,0119 (0,0726)	12,35*** (1,574)	9,316*** (1,383)	5,573*** (1,303)	1,098* (0,584)
PIB per capita		0,0000547* (0,0000283)	0,0000210* (0,000012)				0,0000193 (0,0000276)	0,0000155 (0,0000123)
Aluno branco		2,699*** (0,268)	1,725*** (0,185)				2,761*** (0,257)	1,739*** (0,183)
Aluna mulher		13,11*** (0,175)	12,65*** (0,18)				13,06*** (0,177)	12,65*** (0,18)
Escola em área urbana		5,958*** (0,58)	1,015*** (0,352)				3,486*** (0,766)	0,627* (0,377)
Nível socioeconômico do aluno		3,810*** (0,0799)	2,322*** (0,0615)				3,562*** (0,0992)	2,285*** (0,0665)
Pelo menos um dos pais alfabetizado		8,093*** (0,815)	7,154*** (0,707)				7,081*** (0,873)	6,966*** (0,719)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo		4,108*** (0,34)	3,681*** (0,308)				3,854*** (0,339)	3,630*** (0,304)
Escola federal			4,761 (3,79)				4,431 (4,203)	
Monitoria			-0,724** (0,29)				-0,879*** (0,291)	
Anos de escolaridade do professor			0,172*** (0,0597)				0,123** (0,0616)	
Salário do professor (em R\$)			0,000384*** (0,000113)				0,000376*** (0,000113)	
Anos de experiência do professor			0,133*** (0,0339)				0,116*** (0,0352)	
Anos de escolaridade do diretor			0,035 (0,0332)				0,0232 (0,0345)	
Salário do diretor (em R\$)			0,000155 (0,000115)				0,0000435 (0,000125)	
Anos de experiência do diretor			-0,0300* (0,017)				-0,0359** (0,0176)	
Nota no IDEB			17,00*** (0,197)				16,95*** (0,208)	
Constante	196,2*** (6,604)	208,0*** (0,0657)	176,5*** (1,824)	90,23*** (1,845)	193,8*** (0,57)	204,8*** (0,532)	180,5*** (1,804)	92,89*** (2,35)
Dummy de UF	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Observações	378336	378336	378336	378336	378336	378336	378336	378336

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significante a 10%

** Estatisticamente significante a 5%

*** Estatisticamente significante a 1%

Tabela 11: Teste do 1º grupo de canais para língua portuguesa com Ideb - alunos do 5º ano do ensino fundamental

	Capital cultural do aluno	Professor utiliza livros	Faz tema de português	Professor corrige tema
	(1)	(2)	(3)	(4)
Capital cultural do professor	0,211*** (0,0270)	0,0135** (0,00595)	-0,00439** (0,00177)	-0,00155 (0,00144)
PIB per capita	0,00000110 (0,000000396)	-0,00000179* (9,29e-08)	4,83e-08* (2,55e-08)	5,79e-08*** (2,20e-08)
Aluno branco	-0,109*** (0,00554)	0,000454 (0,00103)	0,000403 (0,000683)	-0,00115** (0,000454)
Aluna mulher	0,305*** (0,00645)	-0,0000642 (0,000666)	0,0246*** (0,000826)	0,00956*** (0,000491)
Escola em área urbana	0,153*** (0,0213)	-0,00283 (0,00649)	-0,00113 (0,00172)	-0,00171 (0,00151)
Nível socioeconômico do aluno	0,145*** (0,00254)	-0,00127*** (0,000404)	0,00270*** (0,000345)	0,000536*** (0,000189)
Pelo menos um dos pais alfabetizado	-0,157*** (0,0271)	0,00210 (0,00480)	0,00965** (0,00408)	-0,00100 (0,00304)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo	0,576*** (0,0142)	-0,00286* (0,00166)	0,0257*** (0,00159)	0,0134*** (0,00125)
Escola Federal	-0,354*** (0,0680)	-0,00622 (0,00643)	0,000376 (0,00399)	-0,00373 (0,00698)
Monitoria	0,0618*** (0,0156)	0,00933* (0,00509)	-0,00177 (0,00112)	-0,000792 (0,00102)
Anos de escolaridade do professor	-0,00344 (0,00349)	0,000962 (0,00110)	0,0000352 (0,000261)	0,000531** (0,000244)
Salário do professor (em R\$)	0,00000106 (0,00000520)	0,00000337** (0,00000161)	0,000000135 (0,000000410)	-0,000000248 (0,000000344)
Anos de experiência do professor	0,00443*** (0,00159)	0,000230 (0,000553)	0,000274** (0,000127)	0,0000565 (0,000109)
Anos de escolaridade do diretor	0,00394** (0,00159)	0,000870 (0,000530)	-0,0000840 (0,000121)	-0,000198 (0,000127)
Salário do diretor (em R\$)	-0,00000761 (0,00000641)	0,00000239* (0,00000144)	-0,000000181 (0,000000419)	-0,000000378 (0,000000353)
Anos de experiência do diretor	-0,000907 (0,000925)	-0,0000589 (0,000304)	0,0000202 (0,0000665)	0,0000731 (0,0000576)
Nota no IDEB	-0,00667 (0,00910)	0,0150*** (0,00184)	0,0121*** (0,000598)	0,00883*** (0,000571)
Constante	-0,751*** (0,0973)	0,820*** (0,0253)	0,875*** (0,00762)	0,923*** (0,00617)
Dummy de UF	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	378336	378336	378336	378336

Nota: Modelos estimados por VI, cujo primeiro estágio é o mesmo apresentado na tabela (9)
Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

- * Estatisticamente significativa a 10%
- ** Estatisticamente significativa a 5%
- *** Estatisticamente significativa a 1%

No segundo grupo de canais, testam-se as variáveis do bloco de práticas de ensino presentes nos questionários dos professores de língua portuguesa. Os resultados são apresentados na tabela (12). Assim como ocorreu no primeiro grupo de testes de canais, os resultados são semelhantes aos encontrados sem o controle de qualidade da educação da escola. Embora a prática de copiar textos pelo professor continue negativamente relacionada com o capital cultural do professor, o coeficiente não é significativo.

Tabela 12: Teste do 2º grupo de canais para língua portuguesa com Ideb - alunos do 5º ano do ensino fundamental

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Copiar textos do livro didático	Promover discussões a partir de jornais e revistas	Realizar exercícios	Ler, discutir com colegas e escrever textos relacionados	Ler contos, crônicas, poesias ou romances	Conversar sobre contos, crônicas, poesias ou romances	Utiliza contos, crônicas, poesias ou romances para exercitar gramática	Fixar nomes de conceitos gramaticais e linguísticos	Discutir textos, explorando diferentes opiniões
Capital cultural do professor	-0,0174 (0,0139)	0,00157 (0,00529)	0,00450 (0,00610)	-0,00484 (0,00868)	0,00381 (0,00339)	0,00213 (0,00394)	0,00906* (0,00509)	-0,0000930 (0,00777)	0,000502 (0,00567)
PIB per capita	-0,000000300 (0,000000364)	-8,61e-08 (7,24e-08)	-7,41e-08 (9,35e-08)	6,35e-08 (0,00000133)	8,30e-09 (4,54e-08)	-5,00e-08 (6,86e-08)	4,73e-08 (7,42e-08)	-0,000000367* (0,000000212)	-0,000000238 (0,000000153)
Aluno branco	0,00109 (0,00205)	-0,00160** (0,000798)	-0,000349 (0,000939)	-0,000986 (0,00146)	-0,000430 (0,000529)	-0,00108* (0,000617)	-0,000000921 (0,000784)	-0,00108 (0,00114)	-0,000963 (0,000853)
Aluna mulher	-0,00161 (0,00121)	0,000566 (0,000590)	0,00121* (0,000663)	0,00110 (0,000981)	0,0006907 (0,000395)	-0,000284 (0,000494)	0,0000482 (0,000592)	0,000229 (0,000698)	0,000489 (0,000558)
Escola em área urbana	0,00318 (0,0110)	0,00144 (0,00505)	0,00491 (0,00598)	0,0144* (0,00872)	0,00194 (0,00373)	0,00673 (0,00462)	0,0124** (0,00523)	0,0118* (0,00639)	0,00883* (0,00484)
Nível socioeconômico do aluno	0,000186 (0,000720)	-0,000340 (0,000272)	-0,000157 (0,000335)	-0,000624 (0,000517)	-0,000129 (0,000203)	-0,000203 (0,000260)	0,0000147 (0,000318)	0,000285 (0,000437)	0,000240 (0,000329)
Pelo menos um dos pais alfabetizado	-0,00337 (0,00780)	-0,00186 (0,00337)	0,00367 (0,00396)	0,00305 (0,00584)	-0,00502** (0,00215)	-0,00352 (0,00278)	-0,00914*** (0,00304)	0,00206 (0,00379)	0,00390 (0,00323)
Costuma ver o pai ou a mãe lendo	-0,00505* (0,00288)	-0,00175 (0,00138)	-0,00418*** (0,00138)	-0,000874 (0,00214)	-0,00116 (0,00110)	-0,000438 (0,00115)	-0,00219* (0,00125)	0,000956 (0,00172)	0,000817 (0,00145)
Escola Federal	-0,302** (0,138)	-0,0928 (0,120)	-0,0205 (0,0613)	-0,261* (0,151)	0,0101** (0,00413)	-0,0416 (0,0618)	0,0287*** (0,00659)	-0,0519 (0,108)	-0,0816 (0,106)
Monitoria	0,00488 (0,00893)	0,00882* (0,00471)	0,00473 (0,00499)	0,0147* (0,00756)	0,00369 (0,00299)	0,00177 (0,00343)	0,0000688 (0,00403)	-0,00858* (0,00475)	-0,00933*** (0,00356)
Anos de escolaridade do professor	-0,00506*** (0,00196)	-0,000571 (0,000795)	-0,000500 (0,00100)	-0,00103 (0,00143)	0,000518 (0,000679)	-0,000345 (0,000695)	-0,000189 (0,000884)	-0,000205 (0,00102)	-0,000362 (0,000726)
Salário do professor (em R\$)	-0,0000104*** (0,00000348)	-0,000000930 (0,00000131)	-0,00000555*** (0,00000161)	-0,00000341 (0,00000223)	-0,000000799 (0,00000101)	-0,000000553 (0,00000124)	-0,00000215 (0,00000145)	-0,00000194 (0,00000172)	0,000000770 (0,00000129)
Anos de experiência do professor	-0,00323*** (0,00119)	0,0000443 (0,000376)	0,0000360 (0,000481)	-0,000522 (0,000720)	0,000175 (0,000274)	0,0000697 (0,000392)	-0,000382 (0,000444)	-0,00224*** (0,000690)	-0,00136*** (0,000512)
Anos de escolaridade do diretor	0,000276 (0,000975)	0,000360 (0,000450)	0,000853* (0,000503)	0,000493 (0,000641)	0,000468* (0,000278)	0,000642 (0,000422)	0,000940** (0,000398)	0,000678 (0,000535)	0,000690 (0,000419)
Salário do diretor (em R\$)	-0,0000000964 (0,000000332)	-0,000000132 (0,00000123)	-0,0000000734 (0,00000147)	0,000000297 (0,00000244)	0,000000691 (0,00000785)	0,000000543 (0,00000999)	-0,000000155 (0,00000129)	-0,000000302* (0,00000169)	-0,000000219 (0,00000144)
Anos de experiência do diretor	0,000560 (0,000647)	0,000221 (0,000239)	0,000374 (0,000325)	0,000255 (0,000378)	0,0000344 (0,000138)	0,0000983 (0,000191)	-0,000241 (0,000230)	-0,000407 (0,000335)	-0,000125 (0,000253)
Nota no IDEB	-0,0375*** (0,00423)	0,00695*** (0,00199)	0,00163 (0,00236)	0,0106*** (0,00318)	0,00336*** (0,00115)	0,00425*** (0,00135)	-0,000354 (0,00185)	-0,000348 (0,00275)	-0,000122 (0,00166)
Constante	1,260*** (0,0558)	0,933*** (0,0201)	0,947*** (0,0250)	0,819*** (0,0369)	0,931*** (0,0144)	0,911*** (0,0170)	0,963*** (0,0203)	1,031*** (0,0285)	0,986*** (0,0212)
Dummy de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	378336	378336	378336	378336	378336	378336	378336	378336	378336

Nota: Modelos estimados por VI, cujo primeiro estágio é o mesmo apresentado na tabela (9)

Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significante a 10%

** Estatisticamente significante a 5%

*** Estatisticamente significante a 1%

2.6 Considerações finais

Identificar os determinantes da qualidade dos professores têm sido um dos grandes desafios da literatura sobre políticas educacionais. Neste trabalho, estima-se o impacto causal do capital cultural dos docentes sobre o aprendizado dos alunos do 5º ano do ensino fundamental em língua portuguesa e matemática. A motivação para a realização desse trabalho surge das recentes evidências a respeito da importância do capital cultural das famílias para o aprendizado das crianças (DUMAIS; WARD, 2010; TRAMONTE; WILLMS, 2010; GADDIS, 2013). Para tanto, utiliza-se uma extensa base de dados com questionários socioeconômicos preenchidos por alunos, professores e diretores de escolas.

O problema empírico principal para medir esse efeito surge da potencial endogeneidade do nível de capital cultural do professor. Para tanto, emprega-se a estratégia de estimações por variáveis instrumentais, cujos instrumentos utilizados foram ofertas de atividades culturais no município. Com evidências a partir de uma série de testes realizados, acredita-se que as ofertas de atividades culturais apresentam as propriedades necessárias para serem considerados instrumentos válidos.

Os resultados das estimativas por VI revelam que o capital cultural do professor é um forte determinante da qualidade docente no que diz respeito apenas ao aprendizado do aluno em língua portuguesa. Um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor impacta, em média, a proficiência do aluno em língua portuguesa em 0,15 desvio padrão. Esse resultado é semelhante aos encontrados nos trabalhos de Tramonte e Willms (2010) e Gaddis (2013) para o capital cultural das famílias. Quando incluímos controle de qualidade educacional da escola em uma amostra apenas para as escolas públicas brasileiras, o coeficiente continua significativo, mas de magnitude menor. Um desvio padrão a mais no índice de capital cultural do professor, utilizando controle de qualidade da escola, impacta, em média, a proficiência do aluno em língua portuguesa em 0,04 desvio padrão. Esse resultado é semelhante ao encontrado por Jaeger (2011) para o capital cultural dos alunos.

As evidências encontradas são de que os mecanismos do efeito do capital cultural do professor sobre o aprendizado das crianças em língua portuguesa são a ampliação do capital cultural dos alunos e a maior utilização de livros de leitura em geral pelos professores. O nível de capital cultural, no entanto, não parece afetar as decisões do professor de utilizar diferentes práticas de ensino. Através do exame de outras especificações de modelos e alguns testes específicos podemos ter alto grau de confiança que os resultados encontrados aqui são robustos.

Sob a hipótese de que famílias mais pobres falham em incentivar a educação das crianças por terem menor níveis de capital cultural (BOURDIEU, 1973), os resultados encontrados aqui são relevantes pois sugerem que os professores podem atenuar a desigualdade educacional em países em desenvolvimento. Assim, os docentes poderiam, pelo menos em parte, substituir o papel que a família tem em introduzir as crianças no ambiente escolar. Com essas evidências, políticas públicas que incentivem o consumo de bens e serviços culturais para professores são

justificadas. No Brasil, por exemplo, recentemente têm sido criadas leis estaduais de meia entrada para consumo de atividades culturais por parte dos docentes.

2.7 Apêndice

Os instrumentos utilizados neste trabalho podem ter sua validade posta em dúvida se as ofertas municipais de atividades culturais estiverem correlacionadas com o comportamento migratório dos professores e famílias em geral, e este ligado a fatores não observáveis importantes na determinação do aprendizado das crianças na escola. Por exemplo, pode-se imaginar que professores com maior nível de capital cultural tenham preferências por morar em municípios com maior oferta de cultura, migrando, portanto, em decorrência disso. Se os professores que migram para ter uma maior oferta de bens culturais forem docentes melhores do que os que não migram, as estimativas de VI seriam viesadas, pois os instrumentos não seriam exógenos. Há ainda outros canais que podem ligar os instrumentos via comportamento migratório dos professores e famílias a fatores não observáveis que invalidam a identificação causal do capital cultural do professor com o aprendizado das crianças na escola, como por exemplo, pais com maiores níveis culturais também podem preferir morar em cidades com maior oferta de bens culturais. Se estes pais também são aqueles mais preocupados com a educação dos seus filhos, os instrumentos utilizados neste trabalho não serão ortogonais ao termo de erro da equação que relaciona nota da criança com o capital cultural do professor.

Isto posto, estimam-se, para uma amostra exclusivamente de professores de escolas, modelos de probabilidade linear por MQO, em que a variável dependente é um indicador binário que assume valor 1 caso o professor não seja natural do município em que se encontra e zero caso contrário. Entre os determinantes do comportamento migratório estão os instrumentos utilizados neste trabalho, características do professor (idade, cor, sexo, escolaridade e posição no domicílio), localização setorial do domicílio e controles de UF. O objetivo é checar se há correlação entre a situação de migração do professor e a oferta de atividades culturais. Posteriormente, realiza-se o mesmo exercício, não mais exclusivamente para professores, mas para uma amostra de chefes de domicílio em que há crianças, sob a hipótese de que a decisão de migrar não pertence às crianças, mas aos adultos responsáveis.

A fonte de dados para este exercício é o censo demográfico de 2010⁷, uma vez que nos questionários do Saeb não há nenhuma referência a situação de migração do professor. Embora seja uma fonte diferente da que dá origem aos dados utilizados nesse estudo, acredita-se que os resultados encontrados aqui devem refletir o comportamento migratório dos professores e pais de crianças presentes na amostra do Saeb.

Os resultados estão presentes na tabela (13). O primeiro modelo estimado, sem controles, indica que apenas um (cinema) dos instrumentos é significativamente (a 10%) correlacionado com o comportamento migratório dos professores, porém este resultado não é robusto. Nos outros três modelos, em que os controles vão sendo introduzidos sequencialmente, percebe-se que o coeficiente da variável museu é significativo, porém, com o sinal negativo. O mesmo

⁷ Nos dados do Censo Demográfico não existem informações sobre o consumo de bens e serviços culturais dos indivíduos. Assim, as estimativas apresentadas aqui não têm controle de capital cultural das pessoas, variável considerada no trabalho.

ocorre com o coeficiente da oferta de cinema, a 10% de significância. Em síntese os resultados sugerem ausência, ou baixa correlação e negativa, dos instrumentos com o status de migração dos professores.

Tabela 13: Modelo de probabilidade linear para estimar a correlação parcial entre os instrumentos e a migração dos professores.

Variável dependente: 1 se o professor é migrante e 0 caso contrário				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Museu	-0,0055 (0,0034)	-0,0062* (0,0033)	-0,0058* (0,0033)	-0,0140*** (0,0033)
Teatro	0,0027 (0,0041)	0,0058 (0,0039)	0,0060 (0,0039)	-0,0029 (0,0037)
Centro cultural	0,0038 (0,0029)	0,0036 (0,0028)	0,0037 (0,0028)	-0,0001 (0,0025)
Cinema	0,0090* (0,0050)	0,0047 (0,0042)	0,0043 (0,0042)	-0,0083* (0,0045)
Idade			-0,0030*** (0,0001)	-0,0031*** (0,0001)
Branco			0,0117*** (0,0016)	0,0115*** (0,0016)
Masculino			0,0178*** (0,0021)	0,0173*** (0,0021)
Anos de escolaridade			0,0008*** (0,0003)	0,0006** (0,0003)
Chefe de domicílio			0,0298*** (0,0016)	0,0301*** (0,0016)
Rural			-0,0177*** (0,0024)	-0,0131*** (0,0023)
PIB per capita				0,0000** (0,0000)
Anos de escolaridade médio do município				0,0116*** (0,0020)
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummy de UF	Não	Sim	Sim	Sim
R-quadrado	0,00	0,01	0,02	0,03
Observações	176118	176118	176118	176118

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significante a 10%

** Estatisticamente significante a 5%

*** Estatisticamente significante a 1%

Já para a amostra dos pais, este mesmo exercício aponta também para baixa correlação entre os instrumentos e a situação de migração. No primeiro modelo de probabilidade linear estimado, os coeficientes de museu e centros culturais são estatisticamente significativos, sendo o primeiro positivo e o segundo negativo. Nos demais modelos, museu segue sendo significativo e negativo, enquanto centro cultural não é mais significativo. Em algumas especificações, teatro e cinema também são significativos, porém, negativos. Em síntese, parece haver uma baixa correlação entre as ofertas de bens culturais e migração das pessoas com crianças no domicílio, só que negativa. Estas estimativas sugerem que a migração de professores e famílias não parece ser uma fonte significativa de endogeneidade dos instrumentos escolhidos.

Tabela 14: Modelo de probabilidade linear para estimar a correlação parcial entre os instrumentos e a migração dos chefes de domicílios que tenham crianças.

Variável dependente: 1 se o chefe de domicílio é migrante e 0 caso contrário				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Museu	-0,0123*** (0,0030)	-0,0146*** (0,0027)	-0,0163*** (0,0025)	-0,0219*** (0,0025)
Teatro	-0,0045 (0,0032)	-0,0013 (0,0029)	-0,0049* (0,0027)	-0,0101*** (0,0028)
Centro cultural	0,0052** (0,0026)	0,0030 (0,0024)	0,0016 (0,0023)	-0,0009 (0,0020)
Cinema	-0,0064 (0,0045)	-0,0144*** (0,0037)	-0,0174*** (0,0035)	-0,0247*** (0,0035)
Idade			-0,0028*** (0,0000)	-0,0028*** (0,0000)
Branco			-0,0009 (0,0009)	-0,0008 (0,0009)
Masculino			0,0055*** (0,0006)	0,0056*** (0,0006)
Anos de escolaridade			0,0018*** (0,0002)	0,0015*** (0,0001)
Rural			-0,0184*** (0,0015)	-0,0150*** (0,0016)
PIB per capita				0,0000*** (0,0000)
Anos de escolaridade médio do município				0,0061*** (0,0016)
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummy de UF	Não	Sim	Sim	Sim
R-quadrado	0,00	0,01	0,02	0,03
Observações	2833940	2833940	2833940	2833940

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível municipal em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%

** Estatisticamente significativa a 5%

*** Estatisticamente significativa a 1%

3 Os efeitos da criação da lei da meia entrada para estudantes sobre o consumo de bens e serviços culturais no Brasil

Resumo: Este trabalho estima os efeitos da implementação da lei da meia entrada sobre o consumo de bens e serviços culturais dos estudantes brasileiros, utilizando as amostras coletadas para todas as regiões metropolitanas pelas Pesquisas de Orçamento Familiar (POF), realizadas em 1987/88, 1995/96, 2002/03 e 2008/09. Avaliam-se os efeitos da lei tanto sobre a proporção de estudantes consumidores de cultura, quanto sobre os gastos dos estudantes com esse tipo de bem. Para estimar uma relação causal, explora-se as diferentes datas de criação das leis da meia entrada entre os estados brasileiros utilizando-se as metodologias de Diferenças-em-Diferenças (DD) e Diferenças Triplas (DDD). Os resultados encontrados no presente trabalho sugerem que a criação da lei da meia entrada teve efeitos positivos tanto em termos de aumento na probabilidade dos estudantes consumirem bens e serviços culturais como em elevar seus gastos com esse tipo de bem.

Palavras-chave: Economia da cultura. Lei da meia entrada. Avaliação de política pública
Classificação JEL: z11,z18, d12

Abstract: This paper estimates the effects of the law of half price tickets on the consumption of cultural goods and services of Brazilian students using samples collected for all metropolitan regions from the Household Budget Surveys (HBS), carried out in 1987/88, 1995 / 96, 2002/03 and 2008/09. We evaluate the effects of the law on the proportion of students that consume cultural goods and changes in their expenses with those goods. We explore the time differences of the creation of those laws among Brazilian states to estimate a causal relationship using the Difference-in-differences (DD) and Triple differences (DDD) methodology. We found that the creation of the law of half price tickets had positive effects on increasing the likelihood that students consume cultural goods and services and on raising their spending with those goods.

Palavras-chave: Cultural economics. Law of half price tickets. Public policy evaluation
JEL classification: z11,z18, d12

3.1 Introdução

A lei da meia entrada para estudantes é uma forte política de incentivo a demanda para o consumo de bens culturais no Brasil. Essa forma de incentivo é tão disseminada que todas as Unidades da Federação (UF) brasileira possuem alguma forma de lei da meia entrada para estudantes. Ainda, segundo dados do Censo Escolar de 2011, são aproximadamente 57,7 milhões de estudantes no Brasil, o que corresponde a cerca de 30% da população brasileira. Isso posto, avaliar os efeitos da criação da lei da meia entrada para estudantes é importante por dois fatores fundamentais. O primeiro, pelo conceito de cultura como fundamental para o desenvolvimento de uma região (THROSBY, 1999) e, o segundo, pela grande parcela da população afetada pela política.

O objetivo desse trabalho, portanto, é avaliar os efeitos da implementação da meia entrada sobre o consumo de bens e serviços culturais dos estudantes, utilizando as amostras coletadas para todas as regiões metropolitanas brasileiras pelas Pesquisas de Orçamento Familiar (POF), realizadas em 1987/88, 1995/96, 2002/03 e 2008/09. Avalia-se o efeito da lei tanto sobre a proporção de estudantes consumidores de cultura, quanto sobre os gastos dos estudantes com esse tipo de bem. Para avaliar a relação causal entre a aplicação da lei e o consumo de bens e serviços culturais por parte dos estudantes, explora-se as diferentes datas de criação das leis da meia entrada entre os estados brasileiros utilizando-se as metodologias de Diferenças-em-Diferenças (DD) e Diferenças Triplas (DDD).

Além desta introdução, o trabalho é organizado com mais 4 seções. A seção 2 discute os benefícios do consumo de cultura. A seção 3 descreve os dados e a estratégia empírica utilizada. A seção 4 apresenta os resultados principais do trabalho. Por fim, a seção 5 apresenta as considerações finais.

Os resultados encontrados no presente trabalho sugerem que a criação da lei da meia entrada teve efeitos positivos tanto em termos de aumento na probabilidade dos estudantes consumirem bens e serviços culturais como em elevar seus gastos com esse tipo de bem. Encontram-se evidências também de que os efeitos da lei da meia entrada são heterogêneos entre os indivíduos, beneficiando principalmente a parcela da população mais jovem, com maior escolarização e com maior renda.

3.2 Benefícios do consumo de bens e serviços culturais

A economia da cultura tem o objetivo de estudar os efeitos econômicos que a cultura exerce sobre a sociedade. Bens culturais, segundo Porsse et al. (2007), são bens que têm características de envolver algum tipo de valor cultural e também valor econômico. A cultura também modela as preferências humanas e cria hábitos, ou seja, indivíduos que consomem bens culturais, mudam suas preferências por outros tipos de bens, como, por exemplo, educação.

Segundo Ateca-Amestoy (2007), o consumo de bens culturais amplia o chamado capital

cultural. Esse conceito, desenvolvido por Throsby (2000), trata de recursos que representam, possuem ou provém valor cultural, indiferentemente de qualquer valor econômico. Enquanto o valor econômico é reduzido a unidades monetárias, o valor cultural é um conceito coletivo, de crenças e tradições de um grupo. Sociedades que possuam maior estoque de capital cultural são sociedades mais produtivas no que diz respeito às necessidades culturais, como afirma Ateca-Amestoy (2008).

Nesse contexto, a literatura tem buscado relacionar os benefícios do consumo de bens culturais e, por consequência, do estoque de capital cultural sobre o desenvolvimento econômico. Throsby (1999) sugere que a inclusão de capital cultural em uma função de produção fornece resultados semelhantes aos obtidos através do uso do insumo capital humano, na medida em que sociedades com elevados níveis de capital cultural tendem a ter elevados níveis de capital humano. Falck et al. (2011) testam essa hipótese para a Alemanha explorando um quase experimento de distribuição de casas de ópera de estilo barroco no país, em um período em que ele ainda era descentralizado. Segundo os autores, as casas de ópera construídas na Alemanha no período anterior a Revolução Industrial são resultados apenas da competição cultural entre reis, duques e príncipes, em uma época em que a prosperidade regional dependia de casamentos estratégicos e alianças de guerra. Os autores encontram resultados de que locais mais próximos a essas casas de ópera tiveram maior desenvolvimento econômico. O mecanismo encontrado para explicar tal resultado é de que cidades com maior diversidade de oferta cultural atraem mais trabalhadores com alto nível de capital humano, gerando efeito *spillover*, deslocando positivamente a trajetória de crescimento econômico.

Alguns estudos também atestaram a importância do capital cultural das famílias, medido através dos hábitos de consumo de bens e serviços culturais, para os desempenhos escolares das crianças. Esses estudos, em geral, se baseiam no argumento de Bourdieu (1973) de que as desigualdades educacionais são reflexos das desigualdades de capital cultural da sociedade. Como exemplo de trabalhos empíricos nessa área têm-se Tramonte e Willms (2010) e Gaddis (2013). De maneira geral, esses estudos encontram que um desvio padrão a mais na medida de capital cultural das famílias é relacionada com cerca de 0,15 desvio padrão a mais nos resultados dos exames de aprendizado das crianças.

A relação entre educação e o consumo de cultura já foi evidenciada para dados brasileiros através dos estudos de Diniz e Machado (2011) e Paglioto e Machado (2002). Enquanto Diniz e Machado (2011) avaliam os determinantes do dispêndio de bens e serviços culturais no Brasil, utilizando a POF 2002-2003, Paglioto e Machado (2002) relacionam a probabilidade de um indivíduo brasileiro consumir cultura a determinantes socioeconômicos. Os resultados, de maneira geral, indicam que a renda e a escolaridade são os principais determinantes do consumo de cultura no Brasil. Sendo assim, dados os benefícios que o consumo de cultura gera para o desenvolvimento de uma região, os autores sugerem que as políticas culturais não devem se pautar apenas na ampliação da oferta de bens culturais, mas sim no incentivo da demanda através da redução das desigualdades de educação e de renda.

Nesse sentido, as 27 unidades federativas brasileiras possuem alguma forma de legislação que assegura aos estudantes a meia entrada para a participação em eventos culturais. Essa é uma política que se baseia em dois pressupostos fundamentais. O primeiro é fornecer subsídios ao consumo de cultura de um grupo de pessoas com renda individual média mais baixa, em relação ao seu segmento social. O segundo é relacionado à interação existente entre capital humano e capital cultural.

A tabela (15) apresenta as datas de criação e o número das primeiras formas de leis da meia entrada estaduais para todo o país. Vale ressaltar, no entanto, que podem haver leis da meia entrada municipais anteriores às estaduais. Foram identificados tais fatos nas cidades do Rio de Janeiro, onde já havia lei da meia entrada para estudantes desde 1992, Manaus, onde a lei já vigorava desde 1996 e Porto Alegre que instituiu a lei da meia entrada em 2006. Verifica-se como grande parte dos estados brasileiros promoveram essa política ainda nos anos 90.

Tabela 15: Leis estaduais da meia entrada para estudantes

UF	Ano da lei	Número da lei	UF	Ano da lei	Número da lei
AC	1991	1004	PB	1993	5720
AL	1995	5689	PE	1993	10859
AM	2006	3076	PI	1994	4.673
AP	1993	0102	PR	1995	11182
BA	1990	5894	RJ	1996	2519
CE	1994	12302	RN	1993	6503
DF	2001	2768	RO	1994	552
ES	1994	4955	RR	1995	095
GO	1994	12355	RS	2008	13104
MA	2002	7805	SC	2003	12570
MG	1993	11052	SE	1994	3491
MS	1992	1352	SP	1992	7844
MT	1991	5729	TO	1997	934
PA	1993	5764			

Fonte: Assembleias Legislativas Regionais

3.3 Metodologia

Esta seção apresenta a metodologia utilizada no trabalho. Inicia-se com a apresentação da estratégia empírica e, posteriormente, descreve-se a base de dados.

3.3.1 Estratégia Empírica

A meia entrada aos estudantes altera os preços relativos dos bens culturais e, dessa forma, tende a influenciar sua demanda. Os bens e serviços culturais considerados nesse trabalho são aqueles elegíveis a meia entrada. São eles: ópera, dança clássica, museu, exposição, teatro, cinema, show e circo. Para tanto se utilizou as informações amostrais da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), cujos entrevistados respondem a questionários a respeito do seu perfil de consumo sobre diversos bens, inclusive culturais.

A estratégia empírica utilizada nesse trabalho para mensurar o efeito da meia entrada sobre o consumo de cultura dos estudantes nas regiões metropolitanas visa explorar os diferentes anos de criação da meia entrada entre os estados e, por consequência, entre as regiões metropolitanas brasileiras. São analisados os efeitos em grupos de regiões metropolitanas, construídos em função da data de criação da lei. Dadas essas características, o presente trabalho adota duas estratégias empíricas de identificação de causalidade. A primeira delas, conhecida como Diferenças-em-Diferenças (DD), utiliza como amostra apenas as regiões metropolitanas tratadas, ou seja, aquelas que tiveram a aplicação da lei no período amostral e se baseia na estimação da seguinte equação:

$$y_{ijt} = \alpha_j + \phi_t + \delta_0 \text{Estudante}_{ijt} + \delta_1 \text{PósLei}_t \cdot \text{Estudante}_{ijt} + \gamma' \text{Socioec}_{ijt} + \lambda' \text{Educ}_{ijt} + \eta' \text{Dem}_{ijt} + u_{ijt}, \quad (3.1)$$

onde y_{ijt} pode assumir duas formas. A primeira é uma variável binária que assume valor 1 para os indivíduos que consumiram algum bem ou serviço cultural privado no mês de referência. A segunda forma é o dispêndio em unidades monetárias com bens e serviços culturais no mês de referência. A opção de utilizar duas variáveis respostas diferentes decorre do fato de que o consumo é uma variável censurada. Esse problema se torna ainda maior para o consumo de bens e serviços culturais, uma vez que apenas uma pequena parte da população brasileira é consumidora desses bens. O subscrito i refere-se ao indivíduo, j às regiões metropolitanas analisadas e t indica o tempo.

A variável *Estudante* é uma *dummy* que possui valor 1 para o grupo tratado, ou seja, estudantes. A variável *PósLei* é uma *dummy* para o período posterior à implementação da lei. O termo α_j capta o efeito fixo de região metropolitana com o objetivo de absorver características particulares de cada região. Já o termo ϕ_t capta o efeito fixo de tempo⁸, visando controlar tendência, flutuações macroeconômicas e outras políticas culturais comuns. São acrescentadas ainda covariáveis para controlar heterogeneidades dos indivíduos, são elas os vetores *Socioec* que representam as características socioeconômicas, *Educ* são as características educacionais e, por fim, *Dem* são as características sociodemográficas.

As características socioeconômicas utilizadas como controle nesse trabalho são a renda *per capita* da unidade de consumo (UC) e o hábito de consumo cultural dos indivíduos que é uma variável binária que identifica se houve consumo de bens e serviços complementares aos bens culturais no mês de referência. Essa variável capta o chamado "vício positivo" de consumo, pressuposto baseado no trabalho de Stigler e Becker (1977), e já utilizado para o caso dos bens culturais por Diniz e Machado (2011). Os bens e serviços complementares considerados são: instrumentos e acessórios musicais, bens de cultura visual, artigos de leitura e aparelhos de vídeo e DVD. Como características educacionais dos indivíduos, utilizam-se anos de estudo e

⁸ Como o período de coleta da POF é de um ano, a unidade de tempo é a semana de referência da pesquisa para cada unidade de consumo. Sendo assim, o efeito fixo de tempo controla tanto a semana de referência quanto o ano da pesquisa.

como características sociodemográficas utiliza-se a idade dos indivíduos e uma variável binária de gênero.

Para o caso em que a variável dependente corresponde a variável binária, se o indivíduo consumiu ou não bens e serviços culturais no mês de referência, empregam-se as metodologias de estimação Probit e Logit⁹ na equação (3.1). A aplicação desses métodos é usualmente motivada pela hipótese de que a variável resposta é determinada por uma variável latente. A diferença básica entre os métodos está na distribuição da variável latente. Enquanto o Probit assume uma distribuição normal, o Logit assume uma distribuição logística. Os resultados entre as duas estimações, no entanto, tendem a ser semelhantes para casos não extremos. Quando a variável resposta for o gasto com bens e serviços culturais, a metodologia empregada é o Tobit. Esse método de estimação pressupõe um gasto latente para os indivíduos que não consumiram cultura no mês de referência. Em todas as especificações, os erros padrões são robustos e clustrizados ao nível da região metropolitana, permitindo correlação dentro da região metropolitana para um período ou entre os períodos.

O parâmetro de interesse δ_1 captura o efeito causal da lei da meia entrada sobre o consumo de bens e serviços culturais dos estudantes sob a hipótese de que as tendências de consumo, condicionais aos controles, seriam as mesmas entre estudantes e não estudantes se a lei não tivesse sido criada. Em outras palavras, o parâmetro estimado terá interpretação causal se os resíduos não contenham variáveis omitidas que desviem as tendências de consumo dos grupos tratado e não tratado. Existem fatores não relacionados com a meia entrada, no entanto, que podem afetar a relação entre o consumo de bens e serviços culturais entre os grupos tratado e não tratado ao longo do tempo. Um exemplo é a disseminação do consumo de conteúdo cultural através da internet. Se os estudantes aderiram mais a essa forma de conteúdo cultural, a trajetória entre os grupos poderá mudar no tempo e, assim, o parâmetro de interesse estimado pela equação (3.1) não fornecerá o efeito do tratamento.

Dessa forma, adota-se uma segunda estratégia empírica nesse trabalho. Essa estratégia visa utilizar uma diferente análise DD, incorporando mais um grupo de controle: regiões metropolitanas que não passaram pelo tratamento no período. Essa estratégia, baseada no modelo (3.1), é definida pela seguinte equação:

$$\begin{aligned}
 y_{ijt} = & \alpha_j + \phi_t + \delta_0 \text{Estudante}_{ijt} + \delta_1 \text{RMTratada}_j \cdot \text{Estudante}_{ijt} + \delta_2 \text{PósLei}_t \cdot \text{RMTratada}_j \\
 & + \delta_3 \text{PósLei}_t \cdot \text{Estudante}_{ijt} + \delta_4 \text{PósLei}_t \cdot \text{RMTratada}_j \cdot \text{Estudante}_{ijt} \\
 & + \gamma' \text{Socioec}_{ijt} + \lambda' \text{Educ}_{itj} + \eta' \text{Dem}_{ijt} + u_{ijt},
 \end{aligned}
 \tag{3.2}$$

onde *RMTratada* é uma *dummy* que assume valor 1 para os indivíduos entrevistados nas regiões metropolitanas que tiveram a implementação da lei no período de análise. Para esse tipo de especificação se dá o nome de Diferenças Triplas (DDD). Sob a hipótese de que os diferenciais de tendências entre estudantes e não estudantes, na ausência da criação da lei, são similares

⁹ Puhani (2012) demonstra que os coeficientes dos modelos DD são válidos em estimações de modelos não lineares como Probit, Logit e Tobit.

entre as regiões metropolitanas, o coeficiente da tripla interação (δ_4) fornece a relação causal do efeito tratamento. Assim como no caso da equação (3.1), a equação (3.2) também é estimada por Probit, Logit e Tobit, dependendo se a variável resposta for binária ou contínua.

A validade de modelos Tobit, no entanto, é sensível a hipóteses básicas. O estimador de Tobit será inconsistente se os erros da regressão forem heterocedásticos ou não normais. Para controlar uma possível má especificação, no que diz respeito a heterocedasticidade, é comum a utilização de matriz de variância e covariância robusta para a estimação. No que diz respeito à hipótese de normalidade, contudo, variáveis de gastos monetários são geralmente não normais. A tabela (16) apresenta as características das distribuições dos gastos com bens e serviços culturais e de sua forma em logaritmo natural. Diferentemente do que ocorre com a distribuição dos gastos com bens e serviços culturais, o logaritmo natural dessa variável é aproximadamente simetricamente distribuído e com excesso de curtose insignificante. Dessa forma, a variável dependente das estimações do modelo Tobit é alterada para o logaritmo natural dos gastos com bens e serviços culturais.

Tabela 16: Estatísticas descritivas dos gastos com bens e serviços culturais

	Média	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose
Gastos com bens e serviços culturais	3,26	21,07	23,37	1162,45
Ln(gastos com bens e serviços culturais)	3,23	0,96	0,25	3,10

Fonte: Elaboração própria baseada nos dados da POF/IBGE

Embora os coeficientes de interesse estimados por modelos Probit e Logit forneçam o sinal do efeito da lei da meia entrada sobre o consumo de bens e serviços culturais, eles não possuem interpretações de efeito tratamento da lei. Para esses modelos, o efeito tratamento, como observado por Puhani (2012), é dado pelo efeito incremental do coeficiente do termo de interação da regressão. Já o coeficiente de interesse estimado por Tobit é o efeito tratamento médio estimado da lei sobre o gastos com bens e serviços culturais latente. Dessa forma, além dos coeficientes estimados e de seus testes de significância, para os modelos de resposta binária, calcula-se o efeito tratamento por observação, o que permite análises que verifiquem possíveis efeitos heterogêneos da criação da lei da meia entrada para estudantes.

3.3.2 Amostra

A amostra se baseia nas quatro Pesquisas de Orçamento Familiares (POF) divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A primeira foi realizada entre 1987 e 1988, a segunda entre 1995 e 1996, a terceira entre 2002 e 2003 e, por fim, a quarta, realizada entre 2008 e 2009. A POF é uma pesquisa amostral, sem representatividade municipal, mas

com representatividade estadual, por região metropolitana e capitais. A pesquisa se destina a questionar o perfil dos gastos monetários dos entrevistados, somente pessoas acima dos 10 anos de idade, no mês de referência, àquele anterior a realização da entrevista. Além disso, há informações sobre o perfil socioeconômico dos entrevistados.

São utilizadas, essencialmente, duas bases da pesquisa, a de características dos entrevistados e a de consumo, considerando os dados dos entrevistados de todas as regiões metropolitanas do Brasil. A decisão de se utilizar apenas as informações das regiões metropolitanas é fundamentada em dois argumentos. O primeiro, como afirma Paglioto e Machado (2002), é que a localização é um determinante da oferta de cultura, o que resulta em maior vantagem aos grandes centros urbanos. O segundo argumento reside no fato de que as POF de 1987/88 e 1995/96 foram realizadas apenas nas regiões metropolitanas brasileiras¹⁰.

Os bens e serviços culturais considerados nesse trabalho são: ópera, dança clássica, museu, exposição, teatro, cinema, show e circo. A tabela (17) fornece as estatísticas descritivas da amostra, empilhando as quatro pesquisas, para consumidores e não consumidores de cultura. Os dados monetários foram deflacionados pelo IPCA.

Tabela 17: Estatísticas descritivas

Características	Variável	Consumiu Cultura		Não Consumiu Cultura	
		Valor	Erro-Padrão	Valor	Erro-Padrão
Sociodemográficas	Parcela de homens	0,59	0,49	0,46	0,50
	Média de idade (em anos)	27,01	11,12	31,83	14,30
Educaçãois	Anos médios de estudo	10,26	3,78	6,73	4,12
	Parcela de estudante	0,41	0,49	0,26	0,44
Socioeconômicas	Renda per capita média da Unidade de Consumo (em R\$)	3177,59	5082,08	1564,26	2571,70
	Gasto médio com cultura (em R\$) no mês de referência	42,17	64,06	-	-
	Porcentagem da renda gasta com bens e serviços culturais	10%	23%	-	-
	Gasto com bens complementares no mês de referência	145,92	685,23	64,78	438,82
Observações		9791		116838	

Fonte: POF 1987/88, 1995/96, 2002/03 e 2008/09

As estatísticas evidenciam que, em média, o consumidor de cultura é mais jovem, com maior escolaridade e com renda *per capita* domiciliar da unidade de consumo superior. Outra relação importante diz respeito aos estudantes. Verifica-se uma participação maior dos estudantes entre os indivíduos que consumiram algum bem ou serviço cultural no mês de referência.

3.4 Resultados

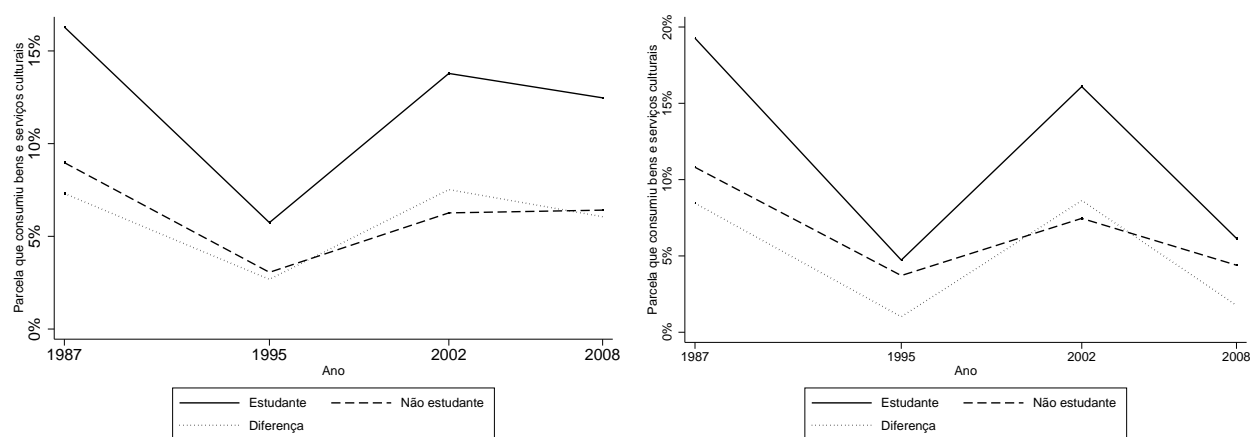
A estratégia empírica desse trabalho se baseia na mensuração das diferenças entre estudantes e não estudantes no que diz respeito a participação e gasto no consumo de bens e serviços culturais. Para tanto, além de uma análise para toda a amostra, divide-se as regiões

¹⁰ As regiões metropolitanas brasileiras como determinado pelas POF são Salvador, Fortaleza, Goiânia, Belo Horizonte, Belém, Recife, São Paulo, Rio de Janeiro, Brasília, Curitiba e Porto Alegre.

metropolitanas em dois grupos. O primeiro corresponde às regiões metropolitanas que tiveram a implementação da lei da meia entrada entre as POF 1987/88 e 1995/96, são elas: Salvador, Fortaleza, Goiânia, Belo Horizonte, Belém, Recife e São Paulo. Nesse grupo, inclui-se também a cidade do Rio de Janeiro, por já ter uma lei municipal para a meia entrada de estudantes em 1992, anterior a lei estadual. O segundo grupo, diz respeito às regiões metropolitanas que tiveram a implementação da lei entre as POF 1995/96 e 2002/03. Nesse grupo, as regiões metropolitanas presentes são: Brasília, Curitiba e Rio de Janeiro, excluindo a capital. A região metropolitana de Porto Alegre foi a única a ter data de criação da lei posterior a 2003. A capital do estado do Rio Grande do Sul teve a criação da lei em 2006, enquanto a lei para o estado surgiu apenas em 2008. Sendo assim, Porto Alegre será considerada apenas quando a análise for para todas as regiões metropolitanas conjuntamente.

A figura (3.1) apresenta os gráficos das evoluções das proporções de consumidores de cultura ao longo do tempo para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1987 e 1995 e entre 1995 e 2002. Sem condicionar a outros fatores, percebe-se que a diferença entre a proporção de estudantes e não estudantes consumidores de bens e serviços culturais se reduz entre 1987 e 1995, aumentando posteriormente. Para o segundo período de análise, percebe-se um comportamento mais errático da diferença entre os grupos.

Figura 3.1: Parcela de consumidores de bens e serviços culturais nas regiões metropolitanas que tiveram a lei: à esquerda entre 1987 e 1995; à direita entre 1995 à 2002.



Fonte: Elaboração própria baseada nos dados da POF/IBGE

3.4.1 Resultados das estimações DD

A tabela 18 apresenta os resultados das estimações DD através dos métodos Probit, Logit e Tobit para as regiões metropolitanas, agrupadas, que tiveram a lei da meia entrada implementada entre 1988 e 1995. Além dos diferentes métodos, também se testou efeitos diferentes de

curto e longo prazo. Para o longo prazo, se utilizou todas as informações até a POF2008/09, enquanto que para o curto prazo a amostra é restrita em apenas um período posterior a criação da lei.

Conforme discutido na seção (3.3.1), o coeficiente de interesse é dado pela interação Estudante*Pós Lei. O coeficiente estimado é significativo em todas as formulações, com nível de significância de pelo menos 10%. Para os casos em que a regressão é realizada com toda a amostra possível, o coeficiente é significativo a 1%, com exceção do modelo Logit. Sob a hipótese de que a diferença entre as proporções de consumidores e não consumidores de cultura (para o caso das estimações Probit e Logit) se manteriam as mesmas para estudantes e não estudantes sem a intervenção, pode-se afirmar que a lei da meia entrada teve efeito em aumentar a probabilidade dos estudantes consumirem bens e serviços culturais. Analogamente, a estimação Tobit identifica que a lei da meia entrada teve impacto em aumentar seus gastos médios com cultura. Embora os coeficientes do modelo Probit e Logit não forneçam o tamanho do efeito tratamento (implementação da meia entrada para estudantes), conforme constatado por Puhani (2012), os coeficientes fornecem o sinal e a significância do efeito¹¹. Essas estimativas, no entanto, não são válidas se o comportamento sobre o consumo de cultura entre os estudantes e não estudantes mudarem ao longo do tempo.

Para o caso do estimador do modelo Tobit, entretanto, o coeficiente fornece o efeito tratamento médio da política. Para a amostra inteira, o coeficiente indica que a política teve resultado em aumentar os gastos dos estudantes com bens e serviços culturais em 96%, em média, enquanto que para a amostra reduzida o resultado é cerca de 89%¹². Esse resultado, apesar de muito significativo em termos de impacto, deve-se ao fato de os gastos médios com cultura serem pequenos, R\$ 3,26 para o período de análise. Ainda, é necessária a hipótese de que a relação entre as tendências dos gastos com cultura se manteriam as mesmas ao longo do tempo, sem a aplicação da lei.

11 Os efeitos tratamentos serão calculados apenas para as estimações DDD.

12 Esses resultados, no entanto, se referem a variável latente gastos com bens e serviços culturais.

Tabela 18: Coeficientes das estimações DD para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1988 e 1995

	Variável dependente: 1 se o indivíduo consumiu bens culturais e 0 caso contrário				Variável dependente: ln(gastos com bens e serviços culturais)	
	Probit (1)	Probit (2)	Logit (3)	Logit (4)	Tobit (5)	Tobit (6)
Estudante*Pós lei	0,162*** (0,0606)	0,146* (0,0758)	0,286** (0,114)	0,286** (0,146)	0,964*** (0,334)	0,886** (0,401)
Estudante	0,104* (0,0626)	0,0566 (0,0667)	0,205* (0,114)	0,0853 (0,119)	0,498 (0,334)	0,257 (0,354)
Homem	0,295*** (0,0311)	0,410*** (0,0271)	0,580*** (0,0664)	0,818*** (0,0562)	1,630*** (0,162)	2,211*** (0,123)
Idade	-0,0205*** (0,00143)	-0,0237*** (0,00168)	-0,0448*** (0,00314)	-0,0527*** (0,00395)	-0,110*** (0,00677)	-0,125*** (0,00796)
Anos de estudo	0,116*** (0,00450)	0,112*** (0,00480)	0,234*** (0,00952)	0,225*** (0,0106)	0,660*** (0,0223)	0,628*** (0,0229)
Hábito cultural	0,412*** (0,0128)	0,460*** (0,0202)	0,765*** (0,0247)	0,848*** (0,0386)	2,263*** (0,0509)	2,468*** (0,0730)
Renda per capita da UC	0,0000282*** (0,00000341)	0,0000194*** (0,00000330)	0,0000490*** (0,00000584)	0,0000323*** (0,00000578)	0,000144*** (0,0000256)	0,000101*** (0,0000225)
Efeito fixo de região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de tempo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	-2,215*** (0,147)	-2,082*** (0,0928)	-3,972*** (0,308)	-3,671*** (0,183)	-12,92*** (0,871)	-12,04*** (0,547)
Observações	91210	62870	91210	62870	91230	62870
POF utilizadas	1987/88, 1995/96, 2002/03 e 2008/09	1987/88 e 1995/96	1987/88, 1995/96, 2002/03 e 2008/09	1987/88 e 1995/96	1987/88, 1995/96, 2002/03 e 2008/09	1987/88 e 1995/96

Nota: Modelos estimados conforme a equação (3.1).

Erros padrões robustos clusterizados a nível das regiões metropolitanas em parênteses.

Pós Lei é uma *dummy* que assume valor 1 para o período maior ou igual a 1995/96.

As regiões metropolitanas que pertencem a esse grupo de estimação são: Salvador, Fortaleza, Goiânia, Belo Horizonte, Belém, Recife, Rio de Janeiro capital e São Paulo.

* Estatisticamente significativa a 10%

** Estatisticamente significativa a 5%

*** Estatisticamente significativa a 1%

A tabela (19) apresenta os coeficientes estimados para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei da meia entrada entre os anos de 1996 e 2003. Assim como no caso anterior, são feitas especificações diferentes para capturar possíveis efeitos de curto e longo prazo. Diferentemente das estimações para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1988 e 1995, o coeficiente de interesse não é significativo em nenhuma das estimações.

Tabela 19: Coeficientes das estimações DD para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1996 e 2003

	Variável dependente: 1 se o indivíduo consumiu bens culturais e 0 caso contrário				Variável dependente: ln(gastos com bens e serviços culturais)	
	Probit (1)	Probit (2)	Logit (3)	Logit (4)	Tobit (5)	Tobit (6)
Estudante*Pós lei	0,00639 (0,133)	0,0368 (0,0758)	-0,0104 (0,264)	0,0467 (0,153)	0,101 (0,736)	0,268 (0,246)
Estudante	0,114 (0,0842)	0,104 (0,0766)	0,232 (0,156)	0,204 (0,138)	0,573 (0,466)	0,525*** (0,0419)
Homem	0,310*** (0,0315)	0,337*** (0,0275)	0,614*** (0,0656)	0,664*** (0,0522)	1,749*** (0,137)	1,880*** (0,0124)
Idade	-0,0183*** (0,00285)	-0,0190*** (0,00319)	-0,0390*** (0,00633)	-0,0404*** (0,00734)	-0,0990*** (0,0171)	-0,101*** (0,000528)
Anos de estudo	0,108*** (0,00531)	0,105*** (0,00467)	0,214*** (0,0105)	0,206*** (0,00920)	0,628*** (0,0388)	0,606*** (0,00178)
Hábito cultural	0,457*** (0,0548)	0,461*** (0,0511)	0,842*** (0,105)	0,842*** (0,0989)	2,543*** (0,292)	2,530*** (0,0300)
Renda per capita da UC	0,0000289*** (0,00000900)	0,0000279*** (0,00000989)	0,0000541*** (0,0000149)	0,0000527*** (0,0000167)	0,000172*** (0,0000468)	0,000167*** (0,0000124)
Efeito fixo de região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de tempo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	-2,428*** (0,270)	-2,332*** (0,631)	-4,438*** (0,532)	-4,105*** (1,238)	-14,52*** (1,183)	-34,16*** (0,0112)
Observações	26049	22250	26049	22250	26447	22377
POF utilizadas	1987/88, 1995/96, 2002/03 e 2008/09	1987/88, 1995/96 e 2002/03	1987/88, 1995/96, 2002/03 e 2008/09	1987/88, 1995/96 e 2002/03	1987/88, 1995/96, 2002/03 e 2008/09	1987/88, 1995/96 e 2002/03

Nota: Modelos estimados conforme a equação (3.1).

Erros padrões robustos clusterizados a nível das regiões metropolitanas em parênteses.

Pós Lei é uma *dummy* que assume valor 1 para o período maior ou igual a 1995/96.

As regiões metropolitanas que pertencem a esse grupo de estimação são: Brasília, Curitiba e Rio de Janeiro, excluindo a capital.

* Estatisticamente significativa a 10%

** Estatisticamente significativa a 5%

*** Estatisticamente significativa a 1%

Agregando todas as regiões metropolitanas e identificando o período pós lei para cada uma delas, é possível construir uma estimativa agregada. A tabela (20) apresenta os coeficientes estimados. Sob a hipótese de que as tendências de consumo de cultura entre estudantes e não estudantes se manteriam as mesmas na ausência da lei, os resultados sugerem que, em média, a lei da meia entrada foi eficaz tanto em aumentar a probabilidade dos indivíduos das regiões metropolitanas consumirem bens e serviços culturais, como em aumentar seus gastos com esses bens. Esses resultados, no entanto, são suscetíveis a hipótese levantada de que não existem variáveis omitidas no modelo que alterem a relação de consumo de bens e serviços culturais entre estudantes e não estudantes no tempo.

Tabela 20: Coeficientes das estimações DD para todas as regiões metropolitanas

	Variável dependente: 1 se o indivíduo consumiu bens culturais e 0 caso contrário		Variável dependente: ln(gastos com bens e serviços culturais)
	Probit (1)	Logit (2)	Tobit (3)
Estudante*Pós lei	0,117** (0,0491)	0,207** (0,0916)	0,720*** (0,272)
Estudante	0,123*** (0,0423)	0,236*** (0,0756)	0,616*** (0,229)
Homem	0,290*** (0,0214)	0,573*** (0,0449)	1,618*** (0,112)
Idade	-0,0197*** (0,00115)	-0,0428*** (0,00272)	-0,106*** (0,00595)
Anos de estudo	0,114*** (0,00345)	0,230*** (0,00723)	0,658*** (0,0172)
Hábito cultural	0,411*** (0,0160)	0,761*** (0,0308)	2,271*** (0,0898)
Renda per capita da UC	0,0000297*** (0,00000369)	0,0000525*** (0,00000628)	0,000159*** (0,0000237)
Efeito fixo de região metropolitana	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de tempo	Sim	Sim	Sim
Constante	-2,396*** (0,115)	-4,347*** (0,238)	-14,01*** (0,669)
Observações	126476	126476	126497
POF utilizadas	1987/88, 1995/96, 2002/03 e 2008/10	1987/88, 1995/96, 2002/03 e 2008/11	1987/88, 1995/96, 2002/03 e 2008/12

Nota: Modelos estimados conforme a equação (3.1).

Erros padrões robustos clusterizados a nível das regiões metropolitanas em parênteses.

Pós Lei é uma *dummy* que assume valor 1 para o período após a criação da lei para cada região metropolitana.

Todas as regiões metropolitanas foram utilizadas para essas estimações

* Estatisticamente significativa a 10%

** Estatisticamente significativa a 5%

*** Estatisticamente significativa a 1%

3.4.2 Resultados das estimações DDD

Uma análise mais robusta sobre o efeito da lei da meia entrada pode ser feita utilizando mais um grupo controle, as regiões metropolitanas que não passaram pelo tratamento no período de análise. Utilizando essa abordagem DDD, a hipótese de identificação é que mudanças nas parcelas de consumidores de cultura, para o caso de variável resposta binária, e nos gastos com bens e serviços culturais, para o caso Tobit, não sejam sistematicamente diferente entre as regiões metropolitanas. Dessa forma, pode-se pensar, como já discutido, no caso da disseminação do uso da internet, ocorrida no período. Se a proporção de consumidores que desembolsam dinheiro em consumo de bens e serviços culturais diminui em função da oferta de cultura através de meios digitais e o surgimento da internet impacta especialmente os estudantes, as estimativas DD irão subestimar o impacto da criação lei. Para as estimativas DDD, no entanto, o coeficiente estimado ainda seria o efeito tratamento se as mudanças causadas pelo surgimento da internet

sobre o consumo de cultura de estudantes e não estudantes fossem semelhantes entre as regiões metropolitanas.

Assim como no caso das estimações DD, são realizadas estimações por grupos de regiões metropolitanas, em função da data da criação da lei. A tabela (21) apresenta os resultados das estimações DDD pelos métodos Probit, Logit e Tobit para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre o período 1988 e 1995. Como grupo controle de regiões metropolitanas, são utilizadas aquelas que não tinham lei da meia entrada no período 1995/96. Como grande parte desses estados criaram a lei da meia entrada no período de análise seguinte, a amostra é reduzida para apenas 1987/88 e 1995/96. O coeficiente de interesse é significativo a 5% em todas as especificações, indicando que a lei da meia entrada teve êxito em aumentar a probabilidade de consumo de bens e serviços culturais dos estudantes. O tamanho dos efeitos tratamentos serão discutidos posteriormente. Com relação aos gastos com bens e serviços culturais, o coeficiente estimado indica que a lei da meia entrada causou um aumento, em média, de 88% dos gastos dos estudantes com cultura. Embora esse valor seja considerável, vale ressaltar que a média de gastos com cultura é muito baixa, cerca de R\$ 3,26 durante o período de análise.

Tabela 21: Coeficientes das estimações DDD para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1988 e 1995

	Variável dependente: 1 se o indivíduo consumiu bens culturais e 0 caso contrário		Variável dependente: ln(gastos com bens e serviços culturais)
	Probit (1)	Logit (2)	Tobit (3)
RM	0,167** (0,0752)	0,321** (0,152)	0,883** (0,405)
tratadas*Estudante*Pós lei			
Estudante	0,0589 (0,0444)	0,0867 (0,0814)	0,236 (0,221)
Estudante*Pós lei	-0,0225 (0,0174)	-0,0364 (0,0484)	0,00607 (0,103)
RM tratadas*Estudante	0,0116 (0,0920)	0,0315 (0,169)	0,107 (0,481)
RM tratadas*Pós lei	-0,0102 (0,115)	-0,0277 (0,214)	-0,0642 (0,644)
Homem	0,394*** (0,0202)	0,784*** (0,0418)	2,145*** (0,0949)
Idade	-0,0225*** (0,00160)	-0,0494*** (0,00397)	-0,119*** (0,00861)
Anos de estudo	0,110*** (0,00373)	0,220*** (0,00814)	0,624*** (0,0176)
Hábito cultural	0,444*** (0,0176)	0,818*** (0,0340)	2,396*** (0,0849)
Renda per capita da UC	0,0000223*** (0,00000400)	0,0000387*** (0,00000707)	0,000122*** (0,0000243)
Efeito fixo de região metropolitana	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de tempo	Sim	Sim	Sim
Constante	-2,311*** (0,117)	-4,124*** (0,232)	-13,30*** (0,665)
Observações	87948	87948	87948
POF utilizadas	1987/88 e 1995/96	1987/88 e 1995/96	1987/88 e 1995/96

Nota: Modelos estimados conforme a equação (3.2).

Erros padrões robustos clusterizados a nível das regiões metropolitanas em parênteses.

Pós Lei é uma *dummy* que assume valor 1 para o período 1995/96.

As regiões metropolitanas tratadas são: Salvador, Fortaleza, Goiânia, Belo Horizonte, Belém, Recife, Rio de Janeiro capital e São Paulo

As regiões metropolitanas utilizadas como grupo controle são: Brasília, Curitiba, Porto Alegre e Rio de Janeiro, excluindo a capital.

* Estatisticamente significativa a 10%

** Estatisticamente significativa a 5%

*** Estatisticamente significativa a 1%

A tabela (22) apresenta as estimativas DDD para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1996 e 2003. Como grupo controle de regiões metropolitanas, são utilizadas aquelas que já haviam criado a lei da meia entrada no período de análise anterior¹³. Dessa forma, apenas utilizam-se as informações a partir da POF1995/96. Assim como no caso DD anterior, estimam-se os modelos tanto utilizando todas as informações posteriores a implementação da lei, quanto utilizando apenas uma POF após a criação da lei. Embora os coeficientes de interesse estimados sejam todos positivos, os resultados indicam que apenas para o caso de

13 Essa escolha se justifica na medida em que apenas o Rio Grande do Sul teve lei posterior a 2003.

amostra restrita a uma POF após a lei eles foram significativos a pelo menos 5% de significância. Esse resultado sugere que a lei da meia entrada teve efeito mais significativo de curto prazo. Através do modelo Tobit, tem-se a estimativa do efeito tratamento médio da lei sobre os gastos dos estudantes com bens culturais. Para o caso de amostra reduzida, sob a hipótese de que os diferenciais de tendências na ausência da criação da lei são similares entre as regiões metropolitanas, verifica-se que a lei da meia entrada aumentou, em média, o consumo dos estudantes de bens culturais em 132%.

Tabela 22: Coeficientes das estimações DDD para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1996 e 2003

	Variável dependente: 1 se o indivíduo consumiu bens culturais e 0 caso contrário				Variável dependente: ln(gastos com bens e serviços culturais)	
	Probit (1)	Probit (2)	Logit (3)	Logit (4)	Tobit (5)	Tobit (6)
RM	0,167 (0,154)	0,201**	0,349 (0,317)	0,418**	1,072 (0,947)	1,322***
tratadas*Estudante*Pós lei		(0,0930)		(0,202)		(0,179)
Estudante	0,385*** (0,0499)	0,359*** (0,0586)	0,799*** (0,108)	0,755*** (0,127)	2,387*** (0,318)	2,310*** (0,0313)
Estudante*Pós lei	-0,0456 (0,0466)	-0,0254 (0,0551)	-0,153 (0,0945)	-0,118 (0,108)	-0,346 (0,289)	-0,244*** (0,0904)
RM tratadas*Estudante	-0,316** (0,140)	-0,320** (0,132)	-0,614** (0,281)	-0,631** (0,272)	-1,969** (0,856)	-2,043*** (0,114)
RM tratadas*Pós lei	-0,224** (0,105)	-0,115 (0,175)	-0,447** (0,197)	-0,231 (0,336)	-1,397** (0,641)	-0,724*** (0,0457)
Homem	0,113*** (0,0233)	0,141*** (0,0266)	0,225*** (0,0446)	0,286*** (0,0509)	0,767*** (0,148)	0,969*** (0,00508)
Idade	-0,0175*** (0,00113)	-0,0192*** (0,00183)	-0,0389*** (0,00249)	-0,0423*** (0,00398)	-0,108*** (0,00734)	-0,123*** (0,000311)
Anos de estudo	0,129*** (0,00329)	0,125*** (0,00304)	0,275*** (0,00695)	0,268*** (0,00628)	0,830*** (0,0205)	0,835*** (0,00103)
Hábito cultural	0,366*** (0,0143)	0,401*** (0,0184)	0,708*** (0,0313)	0,766*** (0,0429)	2,284*** (0,104)	2,574*** (0,0138)
Renda per capita da UC	0,0000426*** (0,00000529)	0,0000413*** (0,00000595)	0,0000744*** (0,00000983)	0,0000724*** (0,0000115)	0,000262*** (0,0000316)	0,000266*** (0,0000151)
Efeito fixo de região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de tempo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	-2,310*** (0,114)	-1,970*** (0,239)	-4,330*** (0,243)	-3,700*** (0,451)	-15,30*** (0,874)	-53,50*** (0,00825)
Observações	78123	58680	78123	58680	78144	58701
POF utilizadas	1995/96, 2002/03 e 2008/09	1995/96 e 2002/03	1995/96, 2002/03 e 2008/09	1995/96 e 2002/03	1995/96, 2002/03 e 2008/09	1995/96 e 2002/03

Nota: Nota: Modelos estimados conforme a equação (3.2).

Erros padrões robustos clusterizados a nível das regiões metropolitanas em parênteses.

Pós Lei é uma *dummy* que assume valor 1 para o período maior ou igual a 2002/03

As regiões metropolitanas tratadas são: Brasília, Curitiba e Rio de Janeiro, excluindo a capital.

As regiões metropolitanas utilizadas como grupo controle são: Salvador, Fortaleza, Goiânia, Belo Horizonte, Belém, Recife, Rio de Janeiro capital e São Paulo

* Estatisticamente significante a 10%

** Estatisticamente significante a 5%

*** Estatisticamente significante a 1%

3.4.3 Efeitos tratamento estimados

Como já discutido, os coeficientes dos modelos Probit e Logit não fornecem o efeito tratamento médio da lei da meia entrada. É possível calcular, contudo, os efeitos tratamentos médios da criação da lei da meia entrada para estudantes a partir do efeito incremental do coeficiente do termo de interação da regressão, conforme demonstrado por Puhani (2012). O efeito tratamento médio é dado pela média dos efeitos tratamentos de todas as observações. Conforme afirma Greene (2010), no entanto, essa não é a melhor forma de avaliar as implicações de uma política, na medida em que os efeitos são heterogêneos entre as observações. Dessa forma, no presente trabalho, além dos efeitos tratamento médios, calcula-se o efeito tratamento, a partir das estimações DDD, para o caso em que as covariadas tenham valores médios, para o primeiro quartil, último quartil e último decil de renda, para o primeiro e último quartil de idade e, por fim, para o primeiro e último quartil de escolaridade. Além disso, no apêndice do trabalho, se encontram os gráficos das estimações dos efeitos tratamentos para diversos valores dessas covariadas. Os efeitos tratamento estimados pelos modelos Probit e Logit se encontram na tabela (23). As colunas (1) e (2) referem-se às estimações para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre os anos de 1988 e 1995, enquanto as colunas (3), (4), (5) e (6) referem-se às estimações DDD para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei da meia entrada para estudantes entre os anos de 1996 e 2003.

Os resultados indicam que, para as mesmas amostras utilizadas, os efeitos estimados por Probit e Logit são semelhantes, o que já era esperado. Para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei da meia entrada entre os anos de 1988 e 1995, o efeito tratamento médio é de 0,0206 e 0,0207 para os modelos Probit e Logit, respectivamente. Sob a hipótese de que mudanças na tendência de consumo de cultura de estudantes e não estudantes não são sistematicamente diferentes entre regiões metropolitanas, esse resultado aponta que, para esse grupo, a lei da meia entrada aumentou a probabilidade dos estudantes consumirem cultura, em média, em 2,1 pontos percentuais. Esse resultado é significativo a 5% para o modelo estimado por Probit e a 10% para o modelo estimado por Logit. Quando o efeito tratamento é estimado para valores médios das covariadas, o resultado é um aumento, em média, de 1,5 e 1,2 pontos percentuais na probabilidade de estudantes consumirem bens e serviços culturais, estimados por Probit e Logit, respectivamente.

As evidências, portanto, sugerem uma diferença considerável entre os efeitos tratamento médio e na média das covariadas, indicando uma heterogeneidade entre os beneficiados pela criação da lei. Quando analisam-se os resultados com relação à renda *per capita* da unidade de consumo, à idade e à escolaridade dos indivíduos, evidencia-se que a criação da lei impacta principalmente os mais ricos, mais jovens e com mais anos de estudo. Esse resultado pode ser explicado pelo fato de que, embora a lei reduza o preço dos bens e serviços culturais, esses bens ainda seriam caros para a média da população. Com relação à idade, as evidências podem ser explicadas pelo fato de que mudanças de preferências são mais comuns para indivíduos mais

jovens e, assim, mesmo que a lei altere preços relativos, indivíduos mais velhos não mudariam seus hábitos de consumo. Conforme já discutido, existe uma relação estreita entre consumo de bens culturais e escolaridade, sendo assim, pessoas com mais anos de estudo estariam mais sujeitas a serem impactadas pela criação da lei da meia entrada. Todas as fontes de heterogeneidades vão ao encontro dos resultados encontrados por Diniz e Machado (2011), que sugerem que idade, educação e renda são determinantes fundamentais dos gastos dos indivíduos com bens culturais.

Com relação às regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei da meia entrada entre 1996 e 2003, os efeitos tratamento só se mostram significativos, a 10% de significância, para o caso de amostra reduzida, ou seja, utilizando apenas uma informação depois da criação da lei. Para essas estimações por Probit e Logit, a lei da meia entrada ampliou, em média, a probabilidade de consumo de bens e serviços culturais em cerca de 2 pontos percentuais. Assim como no caso das regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1988 e 1995, o efeito tratamento estimado é maior para indivíduos com maior renda, maior escolaridade e mais jovens. Esses resultados também podem ser evidenciados nos gráficos presentes no apêndice do trabalho.

Tabela 23: Efeitos tratamento estimados da criação da lei

	Regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1988 e 1995		Regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1996 e 2003			
	Probit	Logit	Probit	Probit	Logit	Logit
Efeito tratamento médio	0,0206** (0,00995)	0,0207* (0,0106)	0,0171 (0,0172)	0,0193* (0,00998)	0,0182 (0,0183)	0,0204* (0,0111)
Efeito tratamento para valores médios das covariadas	0,0149** (0,00754)	0,0121* (0,00654)	0,0111 (0,0118)	0,0123* (0,00682)	0,00944 (0,00991)	0,0104* (0,00600)
Efeito tratamento para o primeiro quartil de renda	0,0199** (0,00959)	0,0200** (0,0102)	0,0157 (0,0159)	0,0176* (0,00913)	0,0166 (0,0168)	0,0185* (0,0101)
Efeito tratamento para o último quartil de renda	0,0206** (0,00996)	0,0207* (0,0106)	0,0169 (0,0171)	0,0191* (0,00991)	0,0179 (0,0180)	0,0200* (0,0109)
Efeito tratamento para o último decil de renda	0,0216** (0,0105)	0,0217* (0,0111)	0,0188 (0,0190)	0,0214* (0,0111)	0,0198 (0,0199)	0,0222* (0,0122)
Efeito tratamento para o primeiro quartil de idade	0,0259** (0,0122)	0,0270** (0,0134)	0,0209 (0,0208)	0,0243** (0,0122)	0,0232 (0,0230)	0,0269* (0,0142)
Efeito tratamento para o último quartil de idade	0,0148* (0,00759)	0,0137* (0,00754)	0,0130 (0,0133)	0,0144* (0,00774)	0,0132 (0,0134)	0,0145* (0,00824)
Efeito tratamento para o primeiro quartil de anos de estudos	0,0108** (0,00548)	0,00965* (0,00523)	0,00648 (0,00692)	0,00822* (0,00454)	0,00575 (0,00604)	0,00731* (0,00419)
Efeito tratamento para o último quartil de anos de estudos	0,0279** (0,0134)	0,0283** (0,0144)	0,0261 (0,0262)	0,0312** (0,0159)	0,0284 (0,0285)	0,0340* (0,0184)
Observações	87948	87948	78123	58680	78123	58680
POF utilizadas	1987/88 e 1995/96	1987/88 e 1995/96	1995/96, 2002/03 e 2008/09	1995/96 e 2003/04	1995/96, 2002/03 e 2008/09	1995/96 e 2003/04

Nota: Erros padrões calculados a partir do método delta entre parênteses. As colunas (1) e (2) dizem respeito as estimações das colunas (1) e (2), respectivamente, da tabela (21), enquanto as colunas (3), (4), (5) e (6) são referentes as estimações realizadas nas colunas (1), (2), (3) e (4), respectivamente, da tabela (22).

* Estatisticamente significativa a 10%
 ** Estatisticamente significativa a 5%
 *** Estatisticamente significativa a 1%

3.4.4 Checagem de robustez

Para analisar os efeitos da criação da lei da meia entrada para estudantes sobre o consumo de cultura dos mesmos, utiliza-se como grupo controle os não estudantes. Embora os não estudantes não sejam influenciados diretamente pela criação lei, pode ser que os ofertantes de cultura, na presença da meia entrada para estudantes, repassaram aumentos de preços aos não estudantes. Se isso ocorrer de fato, os estimadores utilizados no presente trabalho podem estar superestimados, na medida em que captariam além do efeito positivo da lei sobre o consumo dos estudantes, o efeito negativo sobre o consumo dos não estudantes. Para checar se isso realmente aconteceu, utiliza-se uma formulações DD, restringindo, contudo, a amostra a apenas os não estudantes. Dessa forma, tem-se uma formulação DD dada por:

$$y_{ijt} = \alpha_j + \phi_t + \delta_0 P\acute{o}sLei_t \cdot RMTratada_j + \gamma' Socioec_{ijt} + \lambda' Educ_{ijt} + \eta' Dem_{ijt} + u_{ijt}, \quad (3.3)$$

cujas variáveis são as mesmas já descritas anteriormente. O coeficiente δ_0 fornece o efeito da lei sobre os não estudantes no período, sob a hipótese de que na ausência do tratamento, as tendências de consumo dos não estudantes em diferentes regiões metropolitanas se manteriam as mesmas. Os coeficientes de interesse são apresentados na tabela (24). Verifica-se que em grande parte das especificações, apesar de negativo, o coeficiente de interesse não é significativo. Para os modelos de variável resposta binária, apenas o Logit, para o caso de amostra completa e para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1996 e 2003, coluna (6), se mostrou significativo a 10%. Dessa forma, como não existe evidência robusta de que a lei da meia entrada tenha alterado a probabilidade de consumo de cultura por parte dos não estudantes, as estimativas do presente trabalho podem ser interpretadas como relações causais sobre o grupo tratado, os estudantes.

Já com relação aos gastos com bens e serviços culturais, as estimativas presentes na tabela (24) mostram que a lei da meia entrada exerceu efeito negativo significativo sobre os gastos com cultura dos não estudantes para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1996 e 2003. Dessa forma, os resultados anteriores das estimações Tobit para esse grupo de regiões metropolitana não podem ser tratados como efeitos causais sobre os estudantes. Esse resultado também explica as magnitudes elevadas dos efeitos encontrados através das estimações Tobit na tabela (22), na medida em que o efeito tratamento captura tanto o aumento de gastos dos estudantes com bens culturais, quanto a redução dos gastos com esses bens pelos não estudantes.

Tabela 24: Coeficientes das estimações DD para os não estudantes

	Regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1988 e 1995			Regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1996 e 2003					
	Probit (1)	Logit (2)	Tobit (3)	Probit (4)	Probit (5)	Logit (6)	Logit (7)	Tobit (8)	Tobit (9)
RM tratada*Pós Lei	-0,0111 (0,114)	-0,0280 (0,214)	-0,0749 (0,675)	-0,184 (0,116)	-0,0827 (0,161)	-0,372* (0,220)	-0,155 (0,319)	-0,311* (0,189)	-0,152*** (0,0055)
Observações	63949	63949	63949	56167	41742	56167	41742	56167	41742
POF utilizadas	1987/88 e 1995/96	1987/88 e 1995/96	1987/88 e 1995/96	1995/96, 2002/03 e 2008/09	1995/96 e 2003/04	1995/96, 2002/03 e 2008/09	1995/96 e 2003/04	1995/96, 2002/03 e 2008/09	1995/96 e 2003/04

Nota: Modelos estimados conforme a equação (3.3)

Erros padrões robustos clusterizados a nível das regiões metropolitanas em parênteses.

As colunas (1) e (2) e (3) dizem respeito as estimações das colunas (1), (2) e (3), respectivamente, da tabela (21), enquanto as colunas (4), (5), (6) e (7), (8) e (9) são referentes as estimações realizadas nas colunas (1), (2), (3), (4), (5) e (6), respectivamente, da tabela (22).

* Estatisticamente significativa a 10%

** Estatisticamente significativa a 5%

*** Estatisticamente significativa a 1%

3.5 Considerações finais

A partir da abordagem da economia da cultura de que o consumo de bens e serviços culturais beneficia tanto seus consumidores quanto a sociedade como um todo, através da acumulação de capital cultural, estudar o efeitos das políticas públicas de incentivo a demanda por esses bens é fundamental. O objetivo desse trabalho foi, portanto, avaliar os efeitos da maior política de incentivo ao consumo de cultura existente no Brasil, a lei da meia entrada para estudantes. Para tanto, utilizou-se como fonte de dados todas as Pesquisas de Orçamento Familiar disponíveis. A análise, por uma questão de disponibilidade de dados, foi realizada apenas para as regiões metropolitanas brasileiras.

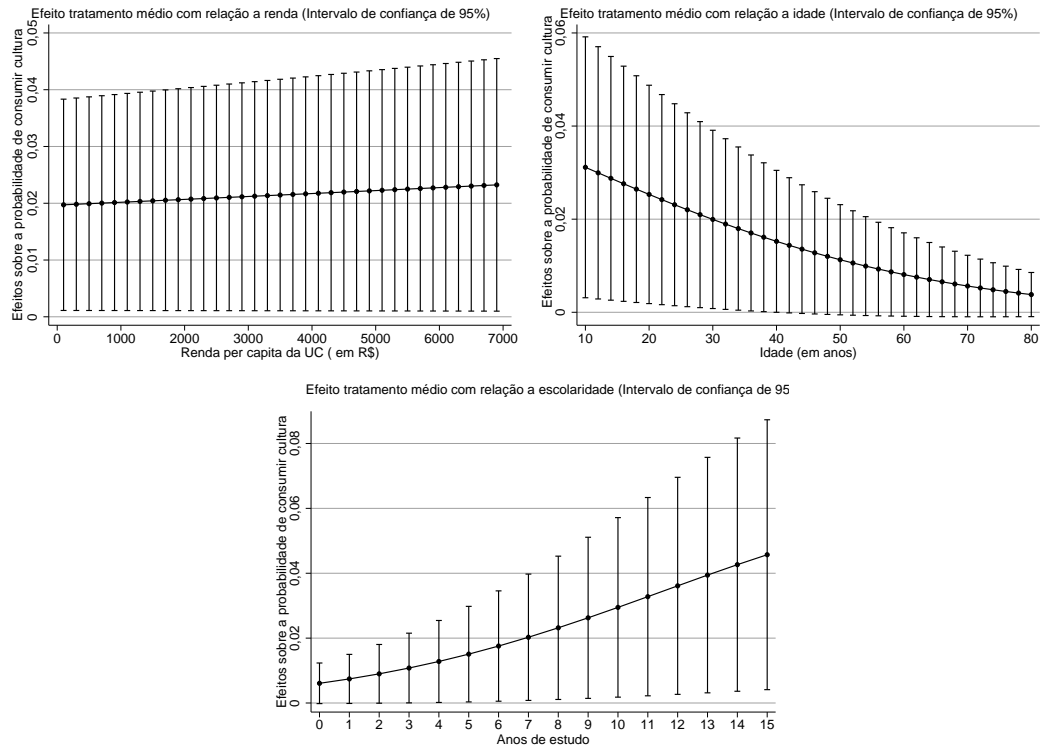
A principal estratégia de identificação utilizada no presente trabalho foi a de Diferenças Triplas, a partir da estimação da probabilidade de consumo de cultura e dos gastos com esse tipo de bens. Sob a hipótese de que mudanças nas tendências de consumo de bens culturais para estudantes e não estudantes não sejam sistematicamente diferentes entre as regiões metropolitanas, os resultados encontrados pelo presente trabalho podem ser interpretados como relações causais da criação da lei da meia entrada para estudantes. Sob essa hipótese, portanto, os resultados sugerem que a política de incentivo a demanda logrou êxito em aumentar a probabilidade dos estudantes consumirem bens e serviços culturais em cerca de 2 pontos percentuais, em média, para as regiões metropolitanas que tiveram a aplicação da lei anterior a 1995. Apesar de semelhantes, quando consideram-se as regiões metropolitanas que tiveram a criação da meia entrada posterior a 1996, os resultados não são robustos a diferentes especificações, evidenciando um efeito significativo da lei apenas no curto prazo. Os efeitos da meia entrada sobre a probabilidade de consumo de cultura dos estudantes, no entanto, não são homogêneos

quando analisados por características de indivíduos. A lei parece ter afetado principalmente os estudantes mais jovens, com maior renda e maior escolaridade.

No que diz respeito aos gastos com bens e serviços culturais, encontra-se um aumento médio nos gastos dos estudantes com cultura, em função da criação da lei, de 88% para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1988 e 1995. Para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei posterior a 1996, esse aumento é maior, cerca de 130%. Para esse segundo grupo, no entanto, as estimativas não são robustas à checagem de robustez do grupo controle, indicando que os não estudantes (grupo controle) também são afetados pela lei, mas de maneira negativa. Dessa forma, o coeficiente estimado deve estar superestimando o verdadeiro efeito da lei.

3.6 Apêndice

Figura 3.2: Efeitos tratamento estimados por Probit para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1988 e 1995



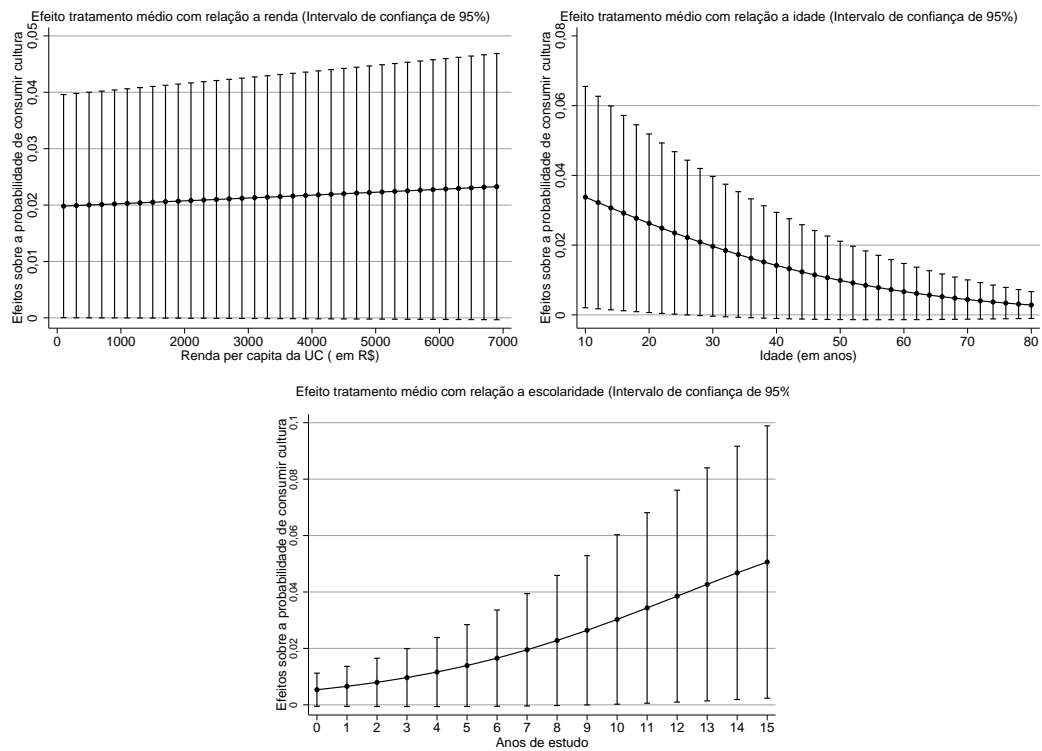
Nota: Estimções DDD, conforme os resultados apresentados na coluna (1) da tabela (21)

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a renda, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com renda *per capita* domiciliar entre R\$100 e R\$7000, a cada R\$200.

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a idade, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com idade entre 10 e 80 anos, por ano.

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a escolaridade, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com escolaridade de 0 a 15 anos de estudo, por ano de estudo.

Figura 3.3: Efeitos tratamento estimados por Logit para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1988 e 1995



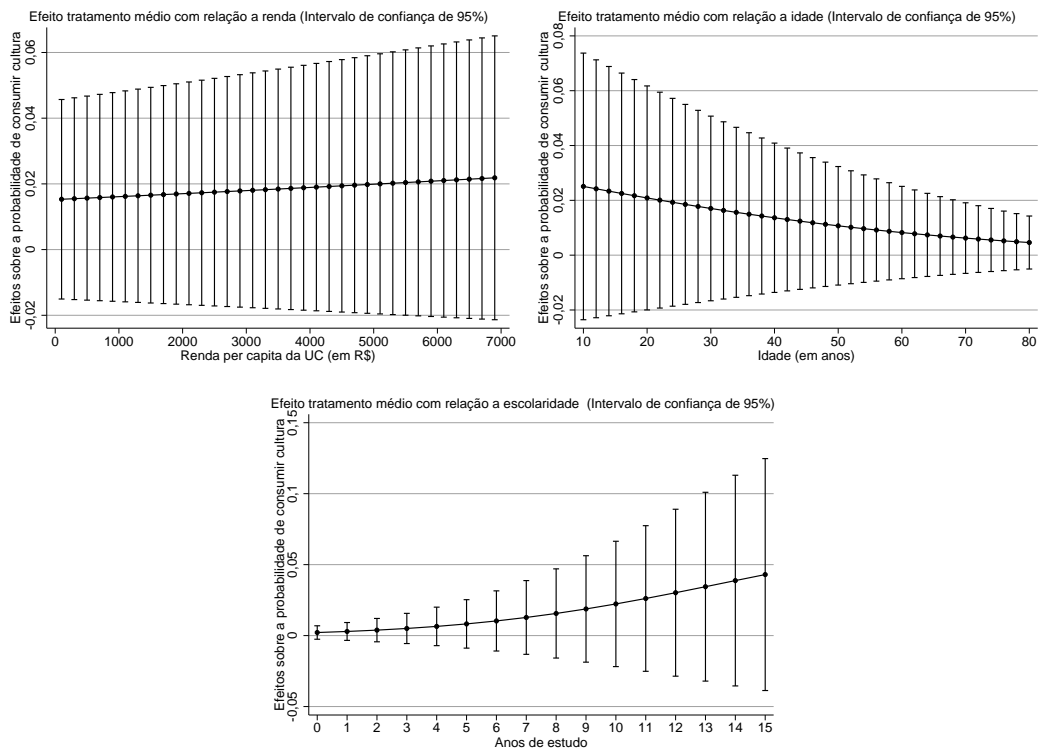
Nota: Estimções DDD, conforme os resultados apresentados na coluna (2) da tabela (21)

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a renda, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com renda *per capita* domiciliar entre R\$100 e R\$7000, a cada R\$200.

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a idade, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com idade entre 10 e 80 anos, por ano.

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a escolaridade, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com escolaridade de 0 a 15 anos de estudo, por ano de estudo.

Figura 3.4: Efeitos tratamento estimados por Probit para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1996 e 2003 utilizando toda a amostra



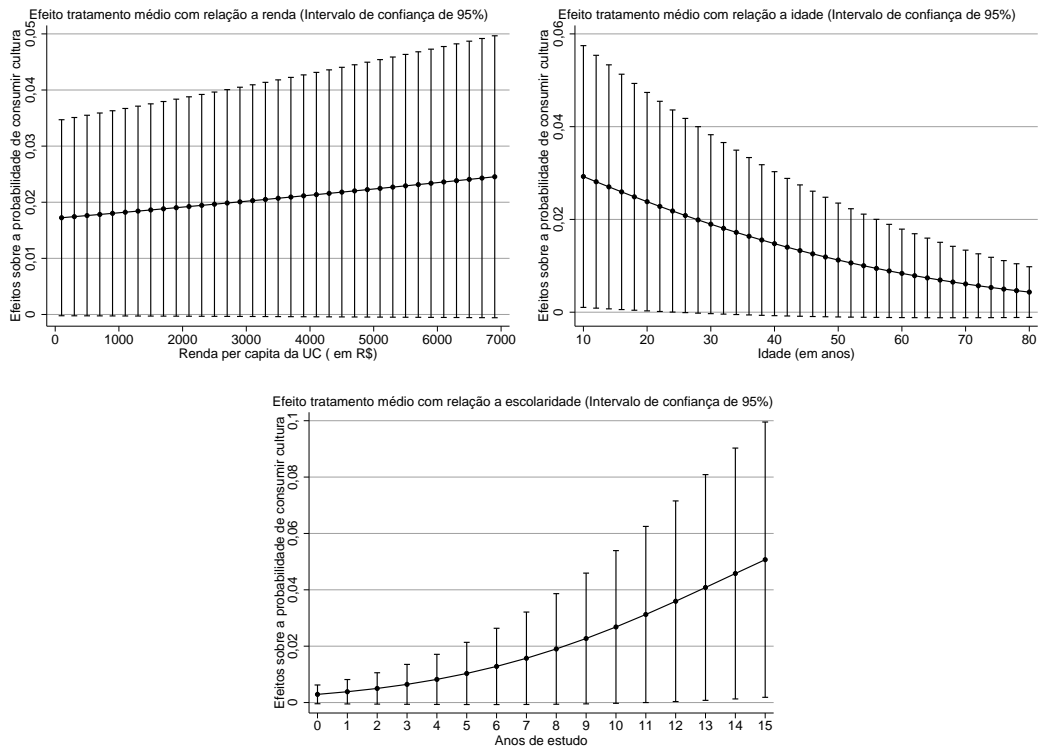
Nota: Estimções DDD, conforme os resultados apresentados na coluna (1) da tabela (22)

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a renda, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com renda *per capita* domiciliar entre R\$100 e R\$7000, a cada R\$200.

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a idade, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com idade entre 10 e 80 anos, por ano.

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a escolaridade, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com escolaridade de 0 a 15 anos de estudo, por ano de estudo.

Figura 3.5: Efeitos tratamento estimados por Probit para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1996 e 2003 utilizando a amostra reduzida



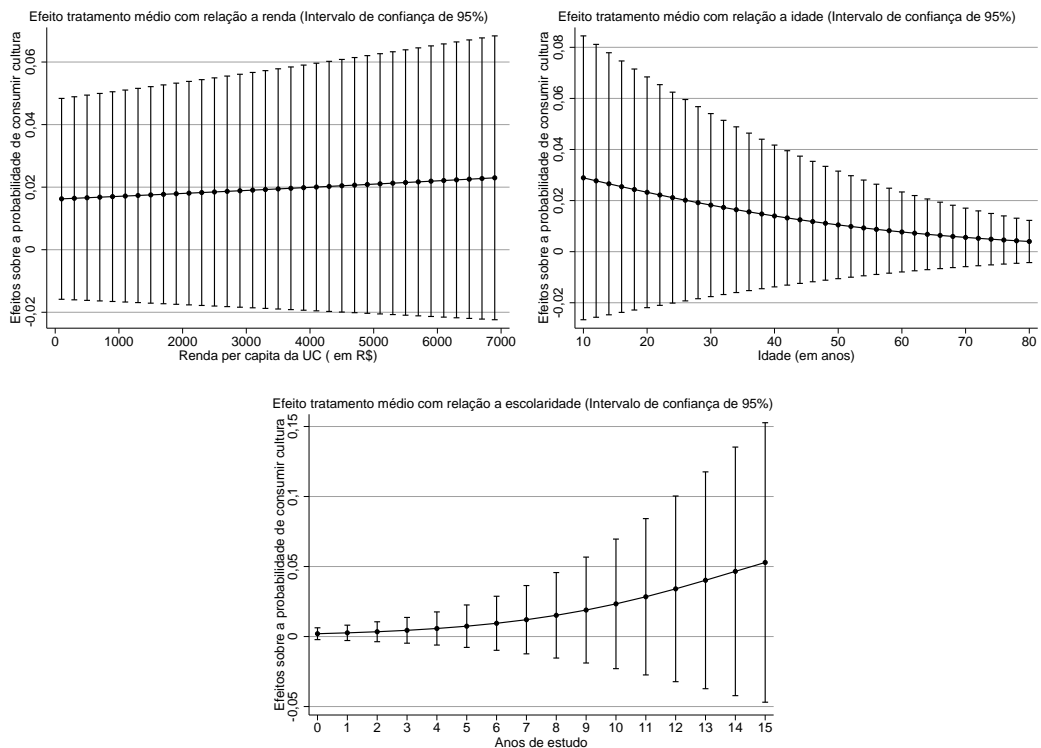
Nota: Estimções DDD, conforme os resultados apresentados na coluna (2) da tabela (22)

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a renda, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com *rendaper capita* domiciliar entre R\$100 e R\$7000, a cada R\$200.

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a idade, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com idade entre 10 e 80 anos, por ano.

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a escolaridade, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com escolaridade de 0 a 15 anos de estudo, por ano de estudo.

Figura 3.6: Efeitos tratamento estimados por Logit para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1996 e 2003 utilizando toda a amostra



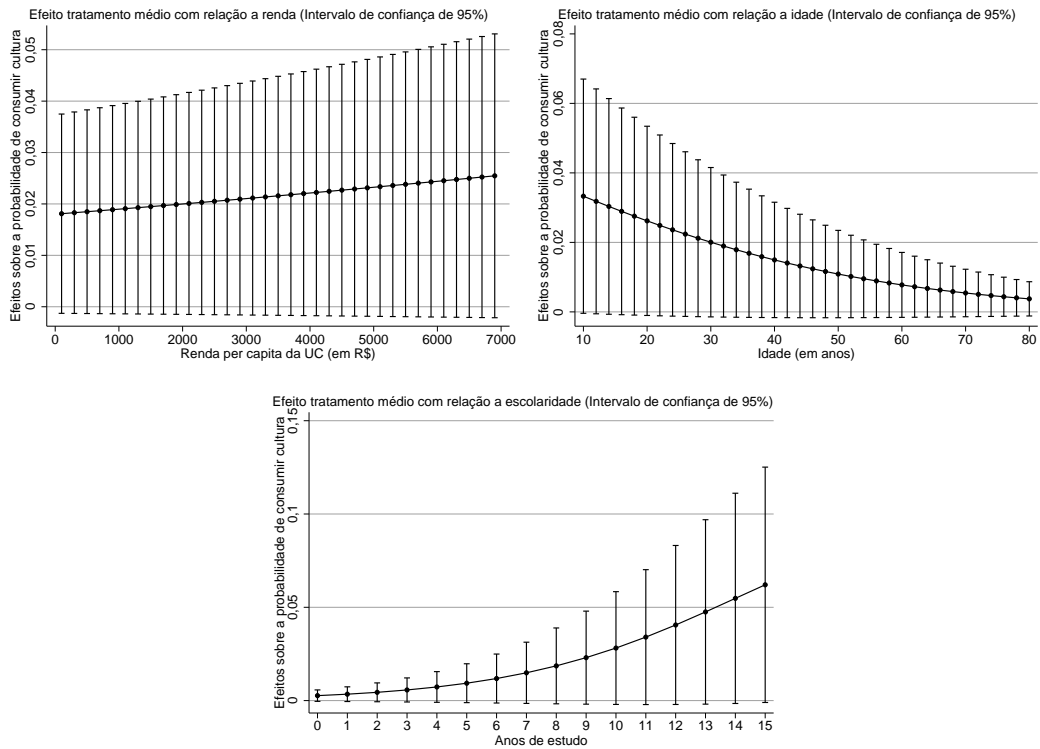
Nota: Estimções DDD, conforme os resultados apresentados na coluna (3) da tabela (22)

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a renda, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com *renda per capita* domiciliar entre R\$100 e R\$7000, a cada R\$200.

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a idade, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com idade entre 10 e 80 anos, por ano.

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a escolaridade, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com escolaridade de 0 a 15 anos de estudo, por ano de estudo.

Figura 3.7: Efeitos tratamento estimados por Logit para as regiões metropolitanas que tiveram a criação da lei entre 1996 e 2003 utilizando a amostra reduzida



Nota: Estimções DDD, conforme os resultados apresentados na coluna (4) da tabela (22)

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a renda, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com renda *per capita* domiciliar entre R\$100 e R\$7000, a cada R\$200.

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a idade, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com idade entre 10 e 80 anos, por ano.

Para o gráfico do efeito tratamento com relação a escolaridade, estimam-se os efeitos tratamento para indivíduos com escolaridade de 0 a 15 anos de estudo, por ano de estudo.

4 Composição da turma e o aprendizado escolar: o papel das qualificações do professor

Resumo: Este estudo busca avaliar se qualificações dos docentes têm efeitos nos impactos das características da turma sobre o aprendizado escolar individual. Foram consideradas como características da turma medidas de composições relacionadas à raça, nível socioeconômico e educação familiar. A metodologia empregada no presente trabalho controla para características observadas dos alunos e dos professores, além de características não observadas de escolas através do método de efeitos fixos. Os resultados, em geral, apontam que efeito da qualidade do professor na nota dos alunos em exames de proficiência, via características das turmas, sempre é maior em turmas cujo aluno, em função de sua cor, não é uma minoria e onde a proporção de alunos com pais analfabetos é menor. A única exceção é quando analisa-se, para as notas de alunos negros, a variável “Capital cultural do professor” e a característica da turma “Proporção de alunos negros”. Nesse caso, a presença do professor com maior capital cultural na turma resulta em um acréscimo maior das notas de alunos negros em turmas onde o negro é uma minoria do que em turmas onde ele é uma maioria.

Palavras-chave: Composição da turma, Qualificação dos professores, Desempenho escolares
Classificação JEL: a20,z10, z18

Abstract: This essay evaluates whether teachers' qualifications have effects on the impact of classroom characteristics on individual scholar achievement. We considered as classroom characteristics measures related to race, socioeconomic status and family education. The methodology used in this study controls for observed characteristics of students and teachers, as well as unobserved characteristics of schools using the method of fixed effects. The results indicate that the effect of teacher quality on students proficiency examinations, through characteristics of classroom, is always higher on classroom which students, depending on their color, are not minority and where the proportion of students with illiterate parents is lower. The only exception is when we analyze, for achievements of black students, the variable "teachers' cultural capital" and the classroom characteristic "proportion of black students." In this case, the presence of the teacher with higher cultural capital level in classrooms generates greater increase for black students in classes where the black is minority than in classes where they are majority.

Palavras-chave: Classroom composition. Teachers qualifications. School achievements.
JEL classification: a20,z10, z18

4.1 Introdução

A composição da turma é certamente um ponto fundamental na decisão de alocação dos alunos pelos pais, diretores e formuladores de políticas públicas. O efeito da turma sobre os desempenhos individuais dos alunos é conhecido na literatura como o efeito dos pares. Diversos trabalhos (HANUSHEK et al., 2003; CARD; ROTHSTEIN, 2007; FRIESEN; KRAUTH, 2007; BURKE; SASS, 2013) apresentam evidências de que resultados individuais em testes de proficiência são afetados pela composição da turma. Os resultados atestam impactos positivos sobre alunos de turmas com recursos altos, medidos como média de renda familiar da turma, média de escolaridade dos pais e ausência de segregação racial. Com base nessa literatura, as desigualdades educacionais não seriam reduzidas ao longo do tempo e, portanto, estudar formas que possam atenuar estas distorções é fundamental para contribuir com a redução das desigualdades educacionais e econômicas.

Embora muitos estudos apontem a importância da qualidade do professor para o aprendizado dos alunos (ROCKOFF, 2004, RIVKIN et al., 2005; DOBBIE, 2011), trabalhos que investiguem o papel do professor na relação entre características da turma e o aprendizado individual ainda são escassos na literatura. Existem diversos mecanismos que poderiam fazer com que professores mais qualificados contribuíssem mais em turmas com determinadas características. Por exemplo, a interação de professores com pós graduação em pedagogia e turmas mais heterogêneas poderia resultar em práticas pedagógicas especificamente direcionadas às necessidades dessas turmas.

Para o caso brasileiro, Machado et al. (2013) avaliam o impacto das qualificações do professor na relação entre a dispersão de idade dentro da sala de aula e a proficiência dos alunos do 5º ano, medidos em exames de proficiência em língua portuguesa e matemática. As qualificações dos professores consideradas pelo trabalho foram as seguintes variáveis binárias: se o professor tem mais de 10 anos de experiência, se o professor tem algum curso de pós graduação, se o professor tem curso superior completo em áreas de ensino e se o professor tem curso superior em outra área. Os resultados encontrados evidenciam que professores mais qualificados têm maior impacto no aprendizado de alunos em turmas com menor dispersão etária do que em alunos em turmas com maior dispersão etária. Entretanto, até certos níveis de heterogeneidade etária da turma, o professor mais bem qualificado pode contribuir para o aprendizado dos alunos. Essa contribuição, no entanto, não seria dada através de habilidades em trabalhar com turmas mais heterogêneas, e sim pelo efeito direto de suas qualificações.

Considerando a composição da turma como um determinante dos desempenhos escolares individuais, este estudo busca avaliar se qualificações dos docentes têm efeitos nos impactos das características da turma sobre o aprendizado escolar individual. Foram consideradas como características da turma medidas de composições relacionadas a raça, nível socioeconômico e educação familiar. A metodologia empregada no presente trabalho, assim como em Machado et al. (2013), controla para características observadas dos alunos e dos professores, além de

características não observadas de escolas através do método de efeitos fixos. As qualificações dos professores consideradas são as mesmas utilizadas por Machado et al. (2013), com a adição de uma medida de capital cultural do professor. A inclusão de mais uma qualificação do professor é justificada pela recente literatura que relaciona o capital cultural e o desempenho escolar (TRAMONTE; WILLMS, 2010; DUMAIS; WARD, 2010; JAEGER, 2011). Esses estudos se baseiam na hipótese de Bourdieu (1973) de que a desigualdade educacional não é dada pela desigualdade de renda, mas sim pela desigualdade de capital cultural.

Além desta introdução, o trabalho está dividido em mais 4 seções. A segunda seção discute a literatura que relaciona as características das turmas e os desempenhos escolares individuais. A terceira seção apresenta a metodologia empregada e a base de dados utilizadas. A seção 4 expõe e analisa os resultados encontrados. Por fim, apresentam-se as considerações finais.

4.2 Efeitos da turma sobre os desempenhos escolares individuais

Estudos empíricos atestam a importância dos efeitos da turma sobre os resultados individuais dos alunos. Os efeitos da turma considerados são, em geral, características econômicas e sociais dos alunos e de suas famílias. No presente trabalho, as características da turma são avaliadas conforme a sua composição racial, sua composição socioeconômica e sua composição no que diz respeito a educação dos pais dos alunos.

A composição racial da turma pode afetar resultados individuais por diversos canais. A principal forma é através da exposição de alunos a ambientes de poucas expectativas e poucas ambições, características que podem estar presentes em turmas com alta segregação racial. Card e Rothstein (2007) avaliam o efeito da segregação racial, medida através de um índice, em nível de distritos e em nível de escolas, sobre as notas em exames padronizados de proficiência dos alunos do ensino médio nos Estados Unidos. Através de uma metodologia que elimina fatores não observáveis relacionados à alocação dos alunos em escolas, distritos e cidades, os resultados indicam uma forte associação negativa entre segregação no distrito e os resultados dos alunos negros nos exames de proficiência, enquanto a medida de segregação dentro da escola não parece ter impactos significativos quando utilizada nas mesmas regressões que a medida de segregação dos distritos. Com relação aos mecanismos de transmissão, os autores encontram evidências de que o efeito da segregação do distrito ocorre através da renda e não da raça em si. Utilizando dados da Prova Brasil 2005 para alunos do estado de São Paulo e com metodologia bastante semelhante a empregada por Card e Rothstein (2007), Flores e Scorzafave (2009) encontram evidências de que a segregação racial na escola afeta negativamente o desempenho escolar dos alunos negros em relação aos brancos. Considerando os resultados para a amostra de municípios com ao menos uma escola participante na Prova Brasil 2005, o aumento em um ponto percentual no índice de segregação racial tem um efeito negativo de 0,38 ponto no resul-

tado do aluno negro em relação ao aluno branco na prova de matemática. Para a proficiência em língua portuguesa, esse o impacto negativo é maior, 0,40.

O nível socioeconômico é reconhecidamente um previsor individual do desempenho escolar dos alunos. A contribuição do nível socioeconômico da turma para o desempenho individual dos alunos, no entanto, é ainda alvo de debates na literatura. Com a utilização de uma base de dados britânica que observa os indivíduos desde criança até sua vida adulta em 5 pontos diferentes no tempo, Robertson e Symons (2003) estimam uma função de produção educacional que separa os efeitos dos pares e os insumos tradicionais. Como famílias com maior nível socioeconômico podem escolher melhores escolas para seus filhos, os autores instrumentalizam o efeito dos pares por avaliações dos professores sobre as habilidades das crianças, além de variáveis indicadoras de região. Os autores encontram um forte efeito do nível socioeconômico da turma sobre o resultado em exames de proficiência em leitura e matemática. Já McEwan (2003) não encontra evidências de que a média de renda da turma é um previsor do aprendizado. McEwan (2003) utiliza dados censitários de desempenhos escolares dos alunos da oitava série do ensino fundamental no Chile. Com uma metodologia que controla para os efeitos fixos das escolas, o autor encontra evidências de que a educação média dos pais dos alunos dentro da turma é o principal indicador de qualidade da turma. Para a educação das mães, por exemplo, um desvio padrão a mais nessa medida produz um aumento de 0,08 desvio nas provas de proficiência em leitura.

4.3 Metodologia

Esta seção apresenta a metodologia empregada no trabalho. Primeiramente, apresenta-se a estratégia empírica e, posteriormente, a base de dados utilizada.

4.3.1 Estratégia Empírica

Para verificar a relação entre a proficiência dos alunos e as qualificações dos professores via o canal da composição da turma, são realizadas estimações com interações entre características dos professores e da turma. Dessa forma, são estimadas regressões conforme a equação:

$$y_{ei} = \beta h_{ei} + \phi' p_{ei} + \delta'(h_{ei} \cdot p_{ei}) + \eta' T_{ei} + \gamma' X_{ei} + \alpha_e + \varepsilon_{ei} \quad (4.1)$$

onde y é o resultado do aluno nos exames de proficiência; h corresponde a medida de interesse de composição da turma; p são medidas de qualidade dos professores; T são indicadores da turma, X são características individuais dos alunos; α_e é parâmetro de efeito fixo da escola e ε_{ei} é o termo de erro. Os subscritos e e i correspondem a escola e ao aluno, respectivamente.

O efeito que se quer estudar no presente trabalho é representado pelo vetor de coeficientes δ . Para entender a interpretação desses coeficientes, considere um cenário em que a

medida de composição da turma que reflete sua heterogeneidade, h , e uma medida de qualidade do professor, p , sejam variáveis binárias. A heterogeneidade da turma pode ser alta ou baixa: $h \in \{0, 1\}$, em que $h = 1$ representa heterogeneidade alta. A qualidade do professor pode ser alta ou baixa $p \in \{0, 1\}$, sendo $p = 1$ qualidade alta. O parâmetro δ , nesse caso, é obtido a partir da seguinte expressão:

$$\delta = \{\mathbb{E}[y|h = 1, p = 1] - \mathbb{E}[y|h = 1, p = 0]\} - \{\mathbb{E}[y|h = 0, p = 1] - \mathbb{E}[y|h = 0, p = 0]\} \quad (4.2)$$

Em (4.2), a primeira diferença captura o acréscimo que se obtém na nota média dos alunos de uma turma com alta heterogeneidade quando se troca o professor com qualidade baixa por um de alta. Da mesma forma, a segunda diferença captura o acréscimo que se obtém na nota média dos alunos de uma turma com baixa heterogeneidade quando se troca o professor com qualidade baixa por um de alta. Note que o sinal de δ depende de qual acréscimo é maior. Caso se acredite que o professor de maior qualidade aumente mais, em média, o aprendizado dos alunos em turmas mais heterogênea (por ele implementar práticas pedagógicas mais focalizadas, por exemplo), então o coeficiente δ deverá ser positivo. Se, por outro lado, se acredita que o professor de maior qualidade contribui mais, em média, com a nota dos alunos de turmas menos heterogênea (talvez porque um professor mais qualificado se foque apenas nos melhores alunos da turma), então o coeficiente δ deverá ser negativo.

Embora busque-se utilizar controles individuais dos alunos e de suas famílias, existem características não observáveis que não são capturadas pelo modelo. Um exemplo é a decisão da família sobre a matrícula dos filhos. Pais mais preocupados com o aprendizado das crianças tendem a buscar mais informações sobre as escolas e, assim, escolher melhores opções para seus filhos. Dada essa possível não aleatoriedade da alocação das crianças nas escolas, os coeficientes de interesses das regressões estimadas seriam viesados. Para contornar esse possível problema, estimam-se regressões com efeitos fixos de escola. Tal procedimento para isolar certas características não observáveis foi utilizado também por McEwan (2003) e Machado et al. (2013). Entretanto, ainda existem características não observadas que podem gerar viés na estimação do coeficiente de interesse. Por exemplo, a alocação de professores nas turmas dentro da escola pode não ser aleatória. Docentes mais qualificados podem demandar turmas mais qualificadas. Isso posto, as estimações do presente trabalho não buscam encontrar relações estritamente causais, mas principalmente verificar a associação entre medidas de qualidade do professor em turmas com diferentes composições e a proficiência dos alunos. As medidas de composição utilizadas são: proporção de alunos negros na turma, em regressões separadas para alunos negros e brancos; desvio padrão do nível socioeconômico da turma; e proporção de alunos com pais analfabetos na turma.

4.3.2 Dados e Amostra

No presente trabalho utiliza-se como fonte de dados o Sistema de Avaliação de Educação Básica 2011 (Saeb), realizado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (Inep). O Saeb é composto pela Avaliação Nacional da Educação básica (Aneb) e pela Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (Anresc), também conhecida como Prova Brasil.

A Prova Brasil, considerada a parte censitária do Saeb, é composta por informações de todas as escolas públicas (em níveis municipal, estadual e federal) com no mínimo 20 alunos matriculados no 5º e 9º ano do ensino fundamental. Já o Aneb é composto por uma amostra de escolas públicas que tenham entre 10 e 20 alunos matriculados no 5º e 9º ano do ensino fundamental, por escolas particulares com mais de 10 alunos matriculados no 5º e 9º ano do ensino fundamental e por escolas públicas e privadas com mais de 10 alunos matriculados na 3ª série do ensino médio.

As informações são as mesmas para ambas as bases. Alunos, professores e diretores respondem a questionários sobre características socioeconômicas, práticas pedagógicas e infraestrutura da escola. Além dos questionários, os alunos realizam testes padronizados de proficiência em língua portuguesa e matemática. Para o presente trabalho foram selecionadas apenas as informações dos alunos do 5º ano do ensino fundamental que preencheram o questionário socioeconômico e realizaram as provas de proficiência.

Todos os indicadores utilizados e suas estatísticas descritivas encontram-se na tabela (25)¹⁴. As variáveis dependentes dos modelos estimados são proficiência em língua portuguesa e em matemática dos alunos. Embora a tabela apresente apenas os resultados da amostra como um todo, alunos brancos tem, em média, melhores resultados nos exames de proficiência. Enquanto os alunos brancos têm proficiência média em língua portuguesa de 196, com desvio padrão de 46,8, a média dos alunos negros é 189 com desvio 44,7. O mesmo ocorre para o exame de proficiência em matemática. Enquanto a média e o desvio para alunos brancos foi 216 e 48,6 respectivamente, para alunos negros foi 207 e 45,9.

14 Foram separados em dois bancos de dados diferentes, alunos que realizaram as provas de língua portuguesa e matemática. Entretanto, mais de 90% dos alunos realizaram as duas provas de proficiência. A tabela (25) diz respeito aos alunos que realizaram a prova de língua portuguesa. As estatísticas descritivas, no entanto, não se alteram significativamente para alunos que realizaram a prova de matemática.

Tabela 25: Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas - 5º ano do ensino fundamental

	Média	Desvio padrão	Máximo	Mínimo
Variáveis dependentes				
Proficiência em língua portuguesa	192,20	45,74	339,46	77,20
Proficiência em matemática	211,32	47,28	338,18	90,13
Características do aluno				
Negro	0,57	0,49	1	0
Menina	0,49	0,50	1	0
Nível socioeconômico	-0,11	1,84	5,62	-5,41
Pai analfabeto	0,064	0,245	1	0
Mãe analfabeta	0,045	0,21	1	0
Aluno não costuma ver a mãe lendo	0,10	0,30	1	0
Aluno não costuma ver o pai lendo	0,20	0,40	1	0
Características do professor				
Capital cultural do professor	0,19	1,65	3,72	-5,88
Professor com mais de 10 de experiência	0,70	0,46	1	0
Professor tem licenciatura	0,11	0,31	1	0
Professor tem outra graduação	0,14	0,35	1	0
Professor tem pós graduação	0,52	0,50	1	0
Características da turma				
Total de alunos da turma	25,56	5,75	70	1
Proporção de negros da turma	0,58	0,18	1	0
Nível socioeconômico médio da turma	-0,11	1,13	4,44	-5,26
Proporção de pais analfabetos dos alunos da turma	0,01	0,03	1	0
Observações	1544734			

Fonte dos dados brutos: Saeb 2011

No que diz respeito a características dos alunos em relação a raça e gênero, verifica-se que 57% da amostra é composta por alunos negros¹⁵ e 49% por alunas mulheres. Embora os alunos não respondam no questionário socioeconômico perguntas a respeito da renda da família, existem questões referentes aos ativos domiciliares presentes em suas residências. A partir da existência e do número desses ativos, é possível construir, através da metodologia de componentes principais¹⁶, um índice de nível socioeconômico familiar. Os ativos domiciliares utilizados para a construção do índice foram os seguintes: aparelhos de televisão, rádio e vídeo, computadores, geladeiras, *frezers*, máquinas de lavar roupas, internet, carros e características da residência com relação a banheiros e quartos. Esse procedimento, para a mesma fonte de dados, também foi utilizado por Machado et al. (2013).

Com relação à educação dos pais dos alunos, assim como em Machado et al. (2013), opta-se por não se utilizar a resposta dos alunos ao questionário sobre os anos de escolaridade

15 Foram considerados negros também alunos que se declararam pardos ou indígenas.

16 O método de componentes principais reduz as informações contidas em um conjunto de variáveis através da criação de componentes ortogonais, cujo primeiro componente é o utilizado no presente trabalho.

dos pais. Tal escolha decorre do fato de que crianças do 5º ano do ensino fundamental podem não saber ao certo quantos anos de escolaridade seus pais têm. Um indício disso é que 30% dos alunos responderam desconhecer quantos anos de escolaridade seus pais possuem. Dessa forma, utilizam-se nas estimações duas medidas binárias de educação dos pais: se ambos os pais são analfabetos e se o aluno não costuma ver nenhum de seus pais lendo. Na tabela (25), as estatísticas descritivas foram separadas para pais e mães.

Como características dos professores, utilizam-se uma medida de capital cultural e variáveis binárias que respondam se o professor tem mais de 10 anos de experiência docente, tem licenciatura, tem outra graduação e se possui pós graduação. A medida de capital cultural, assim como realizado por Tramonte e Willms (2010), é um índice também construído pela metodologia de componentes principais. Esse índice é construído com base nas respostas dos professores para as questões sobre consumo de bens e serviços culturais referentes a espetáculos de música e dança, teatro, cinema, museu, biblioteca, livros, revistas e jornais.

No tocante às características da turma do aluno, incluem-se: número total de alunos da turma, proporção de negros da turma, nível socioeconômico da turma e proporção de alunos com ambos os pais analfabetos na turma. Apenas o número de alunos por turma é um controle utilizado em comum nesse trabalho e no trabalho de Machado et al. (2013). Nas estimações do presente trabalho serão consideradas apenas as interações entre as medidas de qualificação dos professores e as características da turma no que dizem respeito à proporção de alunos negros, nível socioeconômico e proporção de pais analfabetos.

4.4 Resultados

A tabela (26) apresenta as estimações dos parâmetros de interesse para cada medida de composição da turma, para alunos do 5º ano do ensino fundamental quando a variável dependente é a nota no exame de proficiência em língua portuguesa. Se reportam os valores sem controle de efeito fixo e com controle de efeito fixo¹⁷. Todas as regressões são estimadas com controles de características dos alunos, de professores e das turmas.

17 As regressões completas encontram-se no apêndice.

Tabela 26: Coeficientes de interação estimados - 5º ano, língua portuguesa

Medidas de heterogeneidade da turma								
Medidas de qualidade do professor	Proporção de alunos negros na Turma				Desvio padrão do nível socioeconômico da turma		Proporção de alunos com pais analfabetos na turma	
	Alunos negros		Alunos brancos					
Capital cultural do professor	-1,058*** (0,268)	-0,799*** (0,306)	-1,961*** (0,283)	-0,196 (0,344)	-0,463*** (0,131)	-0,114 (0,141)	-4,758*** (1,238)	-2,472* (1,411)
Professor tem licenciatura	-3,830** (1,514)	-1,778 (1,674)	0,328 (1,524)	-2,070 (1,786)	-0,527 (0,781)	0,347 (0,808)	5,198 (7,975)	-9,330 (8,707)
Professor tem outra graduação	-1,332 (1,309)	-3,251** (1,423)	0,685 (1,280)	1,411 (1,504)	-0,986 (0,645)	0,0529 (0,691)	17,87*** (6,789)	-6,246 (7,501)
Professor tem pós graduação	3,478*** (0,909)	2,069** (1,023)	3,289*** (0,938)	1,755 (1,098)	0,642 (0,461)	-0,505 (0,484)	-12,64** (4,959)	-5,027 (5,529)
Professor leciona há mais de 10 anos	-2,007** (0,978)	-0,840 (1,103)	-3,320*** (0,986)	-0,648 (1,195)	0,0359 (0,482)	-0,0651 (0,511)	-18,34*** (4,852)	-9,965* (5,409)
Efeito fixo de escola	Não Sim		Não Sim		Não Sim		Não Sim	

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível de escola em parênteses.

- * Estatisticamente significativa a 10%
- ** Estatisticamente significativa a 5%
- *** Estatisticamente significativa a 1%

Segundo a tabela (26), para a medida de composição “Proporção de alunos negros na turma”, percebe-se que duas medidas de qualidade do professor parecem apresentar uma relação robusta com a nota dos alunos via a característica da turma. Para os alunos negros, o efeito do coeficiente de interação das variáveis “Capital cultural do professor” e “Proporção de alunos negros” é de -0,799. O efeito, portanto, do capital cultural do professor nas notas dos alunos negros é decrescente na proporção de alunos negros na turma. Isso significa que o acréscimo na nota de um aluno negro associado a um aumento no capital cultural do professor é tanto maior quanto mais isolado com relação a cor ele for. Nesse sentido, parece que professores com maior capital cultural podem ter um efeito no sentido de mitigar problemas relacionados à integração racial. Esse efeito, embora estatisticamente significativo, é pequeno - menos de 2% do desvio padrão das notas de português de alunos negros. O mesmo efeito, no entanto, não é robusto para as notas dos alunos brancos.

Com relação às notas dos alunos negros, outra característica do professor que parece impactar de forma diferente turmas com diferentes composições é a medida de qualidade “Professor tem pós graduação”. Quando se controla para efeito fixo de escola, o efeito de interação entre proporção de alunos negros e a *dummy* “Professor tem pós graduação” é de cerca de 2,07 pontos na nota. Ou seja, o efeito da pós graduação é crescente na proporção de alunos negros. Isso significa que professores com pós graduação tendem a estar associados a um impacto maior na nota do aluno negro quanto menos isolado no que se refere a cor ele for na turma. Portanto, ao contrário do capital cultural, essa medida de qualidade do professor parece combinar melhor com turmas mais homogêneas. A magnitude do efeito, ainda que maior do que o visto anteriormente, é pequena - cerca 5% de um desvio padrão da nota no exame de proficiência de

português de alunos negros. O efeito, no entanto, assim como no caso anterior, não parece ser robusto quando se analisa as notas dos alunos brancos.

Ainda na tabela (26), quando se usa a medida de heterogeneidade “Desvio padrão do nível socioeconômico da turma”, nenhuma relação de interação com a qualidade do professor parece ser estatisticamente robusta. Sendo assim, não pode-se rejeitar a hipótese de que, para este tipo de composição, o efeito de se ter um professor com maior qualidade é o mesmo, não importa o quão heterogênea é a turma.

As duas últimas colunas da tabela (26) apresentam os resultados para a medida de composição “Proporção de alunos com pais analfabetos na turma”. Nesse caso, apenas a interação de duas características dos professores com a composição apresentaram uma associação estatisticamente significativa quando se controlou por efeito fixo de escola. As variáveis “Capital cultural do professor” e “Professor leciona há mais de 10 anos” apresentaram coeficientes estimados de -2,472 e -9,965, respectivamente. O sinal de ambos os efeitos indica que ambas as características do professor estão associados a um acréscimo menor na nota de língua portuguesa de alunos em turmas com maior proporção de pais analfabetos do que se comparado a turmas com menor proporção de pais analfabetos. Em particular, a magnitude relacionada a variável “Professor leciona há mais de 10 anos” é substancialmente maior do que os impactos vistos anteriormente - aproximadamente 20% de um desvio padrão.

A tabela (27) mostra os mesmos resultados da tabela (26), mas agora para as notas no exame de proficiência em matemática dos alunos. Observando a primeira medida de composição e considerando somente os alunos negros, apenas a interação que envolve o “Capital cultural do professor” é estatisticamente significativa e robusta ao controle de efeito fixo de escola. A magnitude do coeficiente, -0,858, quando se controla para efeito fixo, é um pouco maior do que o obtido para notas de português, -0,799. O sinal do coeficiente, da mesma forma que foi encontrado para o caso da prova de português, parece indicar que o “Capital cultural do professor”, para alunos negros, tende a contribuir mais para notas de alunos de turmas com maior proporção de negros do que turmas com menor proporção. Os efeitos, embora estatisticamente significativos, são relativamente baixos. Assim como para notas de português, no entanto, nada significativo foi encontrado para alunos brancos.

Tabela 27: Coeficientes de interação estimados - 5º ano matemática

Medidas de heterogeneidade da turma									
Medidas de qualidade do professor	Proporção de alunos negros na Turma				Desvio padrão do nível socioeconômico da turma		Proporção de alunos com pais analfabetos na turma		
	Alunos negros		Alunos brancos						
Capital cultural do professor	-1,663*** (0,323)	-0,858** (0,343)	-2,368*** (0,353)	-0,624 (0,394)	-0,528*** (0,162)	-0,0847 (0,162)	-5,277*** (1,612)	-2,583 (1,626)	
Professor tem licenciatura	-2,727 (2,502)	4,712* (2,585)	-2,400 (2,584)	-0,231 (3,018)	-0,621 (1,249)	-0,00615 (1,270)	9,073 (13,33)	6,643 (12,77)	
Professor tem outra graduação	-1,365 (1,547)	-1,184 (1,558)	0,0765 (1,510)	0,563 (1,694)	-1,691** (0,782)	-0,602 (0,769)	26,39*** (8,135)	-0,258 (9,222)	
Professor tem pós graduação	1,261 (1,094)	1,515 (1,144)	1,492 (1,137)	0,0149 (1,221)	0,580 (0,562)	-0,317 (0,555)	-18,63*** (6,328)	-15,97** (6,553)	
Professor leciona há mais de 10 anos	-3,400*** (1,163)	-0,965 (1,199)	-5,084*** (1,200)	-2,236* (1,311)	0,103 (0,588)	-0,0451 (0,575)	-18,64*** (6,321)	-3,095 (6,521)	
Efeito fixo de escola	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível de escola em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%

** Estatisticamente significativa a 5%

*** Estatisticamente significativa a 1%

Finalmente, considerando as últimas regressões da tabela (27), quando se observa a característica “Proporção de alunos com pais analfabetos na turma”, nota-se que a única interação estatisticamente significativa e robusta é a que envolve a medida de qualidade “Professor tem pós graduação”. O valor do coeficiente, quando se controla para efeito fixo de escola, é -15,97. Isso significa que, para notas de matemática, o professor possuir pós graduação se relaciona a um incremento maior nas notas dos alunos que estão em turmas cuja proporção de pais analfabetos é menor. Ou seja, parece que essa qualidade do professor tem um efeito especial em turmas onde a proporção de pais analfabetos é menor. Cabe destacar que a magnitude do efeito é considerável, uma vez que representa cerca de 30% de um desvio padrão da nota de matemática.

Os resultados encontrados no presente trabalho vão na mesma linha dos resultados encontrados por Machado et al. (2013). Naquele estudo, foi encontrado que a qualidade do professor impactava mais positivamente a nota de alunos em turmas com menor dispersão étnica do que em turmas com maior dispersão étnica. Dessa forma, ao contrário da hipótese levantada, não parece que professores com maior qualidade, ao, talvez, implementar práticas pedagógicas específicas para turmas mais heterogêneas, tenham um efeito maior em tais turmas. Pelo contrário, os autores encontraram que os professores com maior qualidade contribuem especialmente com turmas mais homogêneas. Entretanto, assim como em Machado et al. (2013), verifica-se, quando analisam-se todos os coeficientes estimados, que existe um efeito direito da qualificação do professor que impacta, em média, positivamente o aprendizado dos alunos pela simples presença do professor mais qualificado na turma. Dessa forma, embora o sinal do coeficiente de interação estimado seja negativo, para determinadas formas de composição da turma, professores mais bem qualificados podem, ainda assim, contribuir para o aprendizado

dos alunos.

4.5 Considerações finais

A literatura de economia da educação considera a qualificação dos professores como um dos pilares para um ensino de qualidade. Uma outra vertente dessa literatura evidencia também a importância que a composição da turma exerce sobre o aprendizado individual dos alunos. Este trabalho buscou relacionar essas duas literaturas investigando se qualificações dos docentes têm efeitos nos impactos das características da turma sobre o aprendizado escolar. A metodologia empregada no presente trabalho se baseia em Machado et al. (2013), que controla para características observadas dos alunos e dos professores, além de características não observadas de escolas através do método de controle de efeitos fixos.

Em linhas gerais, pode-se constatar que o efeito da qualidade do professor na nota dos alunos em exames de proficiência, via características das turmas, sempre é maior em turmas cujo aluno, em função de sua cor, não é uma minoria e onde a proporção de alunos com pais analfabetos é menor. A única exceção é quando se analisa, para as notas de alunos negros, a variável “Capital cultural do professor” e a característica da turma “Proporção de alunos negros”. Nesse caso, a presença do professor com maior capital cultural na turma resulta em um acréscimo maior das notas de alunos negros em turmas onde o negro é minoria do que em turmas onde ele é maioria. O capital cultural do professor, nesse caso, pode estar contribuindo para o aprendizado dos alunos negros via sua capacidade de resolver problemas de integração racial. Esse resultado é bastante importante na decisão de alocação de professores em função das características da turma. No entanto, quando observa-se as demais variáveis e quando analisa-se a outra característica da turma em que se obteve resultados significativos - “Proporção de alunos com pais analfabetos na turma” - constata-se que a qualidade do professor impacta mais as notas dos alunos em turmas onde os negros não são minorias e em turmas onde a proporção de alunos com pais analfabetos é menor.

A qualificação do professor, no entanto, parece ter dois efeitos sobre o aprendizado escolar: um efeito direto e um indireto. O efeito direto impacta, em média, positivamente as notas nos exames de proficiência pela simples presença do professor mais qualificado na turma. O efeito indireto é que o professor mais qualificado, em geral, contribui mais para o aprendizado em turmas onde o aluno negro não é minoria racial e onde a proporção de alunos com pais analfabetos é menor. Os resultados encontrados no presente trabalho são similares aos encontrados por Machado et al. (2013) na análise da dispersão etária das turmas e evidenciam que qualificações de professores podem não ter efeitos especiais na solução de problemas associados à composição de uma turma. Este trabalho, portanto, pode contribuir na decisão dos diretores de escolas na alocação de professores entre as turmas.

Por fim, o presente trabalho apenas especula, mas não apresenta evidências para o mo-

tivo pelo qual os professores contribuem mais para o aprendizado escolar em turmas com determinadas características. A resposta para essa pergunta é altamente relevante e deve ser abordada em próximas pesquisas.

4.6 Apêndice

Tabela 28: Coeficientes estimados para a característica "Proporção de alunos negros turma" - 5º ano língua portuguesa

Variável dependente: Proficiência em língua portuguesa								
	Alunos negros		Alunos brancos		Alunos negros		Alunos brancos	
Proporção de alunos negros da turma	-2,723*** (0,507)	-2,187*** (0,635)	-9,032*** (0,538)	-1,655** (0,718)	-2,439*** (0,934)	-1,874* (1,122)	-8,176*** (0,977)	-2,092* (1,237)
Média do nível socioeconômico da turma	10,19*** (0,0963)	4,647*** (0,204)	11,51*** (0,103)	5,651*** (0,232)	10,19*** (0,0964)	4,651*** (0,204)	11,52*** (0,103)	5,654*** (0,232)
Total de alunos da turma	0,217*** (0,0151)	1,030*** (0,0260)	0,180*** (0,0169)	1,113*** (0,0306)	0,216*** (0,0151)	1,030*** (0,0259)	0,178*** (0,0169)	1,113*** (0,0305)
Menina	13,26*** (0,0921)	12,78*** (0,0892)	11,84*** (0,111)	11,65*** (0,108)	13,25*** (0,0921)	12,78*** (0,0892)	11,84*** (0,111)	11,65*** (0,108)
Nível socioeconômico	1,301*** (0,0314)	1,331*** (0,0310)	2,337*** (0,0375)	2,261*** (0,0370)	1,301*** (0,0314)	1,331*** (0,0310)	2,336*** (0,0375)	2,261*** (0,0370)
Pais analfabetos	-5,489*** (0,393)	-5,293*** (0,372)	-5,451*** (0,543)	-5,897*** (0,535)	-5,499*** (0,393)	-5,293*** (0,372)	-5,475*** (0,543)	-5,895*** (0,535)
Pais não leem	-3,668*** (0,186)	-3,070*** (0,176)	-4,817*** (0,220)	-4,062*** (0,216)	-3,673*** (0,186)	-3,069*** (0,176)	-4,824*** (0,220)	-4,062*** (0,216)
Capital cultural do professor	-0,284*** (0,0498)	-0,0612 (0,0583)	-0,272*** (0,0543)	-0,0492 (0,0660)	0,402** (0,174)	0,444** (0,199)	0,729*** (0,164)	0,0515 (0,196)
Professor tem licenciatura	0,809*** (0,259)	0,646** (0,297)	0,875*** (0,283)	0,395 (0,331)	3,250*** (0,952)	1,738* (1,057)	0,695 (0,865)	1,452 (1,009)
Professor tem outra graduação	-0,337 (0,226)	0,120 (0,253)	-0,117 (0,238)	-0,230 (0,285)	0,508 (0,818)	2,155** (0,909)	-0,479 (0,722)	-0,964 (0,844)
Professor tem pós graduação	3,112*** (0,162)	0,392** (0,190)	2,359*** (0,176)	0,306 (0,211)	0,891 (0,573)	-0,897 (0,648)	0,707 (0,531)	-0,600 (0,616)
Professor leciona há mais de 10 anos	0,356** (0,172)	0,898*** (0,196)	0,828*** (0,185)	0,989*** (0,221)	1,647*** (0,622)	1,424** (0,704)	2,500*** (0,560)	1,324* (0,676)
Capital cultural do professor*Proporção de alunos negros da turma					-1,058*** (0,268)	-0,799*** (0,306)	-1,961*** (0,283)	-0,196 (0,344)
Professor tem licenciatura*Proporção de alunos negros da turma					-3,830** (1,514)	-1,778 (1,674)	0,328 (1,524)	-2,070 (1,786)
Professor tem outra graduação*Proporção de alunos negros da turma					-1,332 (1,309)	-3,251** (1,423)	0,685 (1,280)	1,411 (1,504)
Professor tem pós graduação*Proporção de alunos negros da turma					3,478*** (0,909)	2,069** (1,023)	3,289*** (0,938)	1,755 (1,098)
Professor leciona há mais de 10 anos*Proporção de alunos negros da turma					-2,007** (0,978)	-0,840 (1,103)	-3,320*** (0,986)	-0,648 (1,195)
Efeito fixo de escola	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Constante	180,5*** (0,511)	159,0*** (0,803)	187,1*** (0,502)	161,3*** (0,859)	180,3*** (0,706)	158,8*** (0,984)	186,7*** (0,670)	161,5*** (1,018)
Observações	888501	888501	656273	656273	888501	888501	656273	656273
R-quadrado ajustado	0,116	0,035	0,147	0,035	0,116	0,035	0,147	0,035

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível de escola em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%

** Estatisticamente significativa a 5%

*** Estatisticamente significativa a 1%

Tabela 29: Coeficientes estimados para a característica "Proporção de alunos negros turma" - 5º ano matemática

Variável dependente: Proficiência em matemática								
	Alunos negros		Alunos brancos		Alunos negros		Alunos brancos	
Proporção de alunos negros da turma	-4,771*** (0,621)	-1,307* (0,704)	-14,59*** (0,667)	-1,767** (0,801)	-2,522** (1,106)	-1,305 (1,188)	-11,22*** (1,153)	-0,0744 (1,329)
Média do nível socioeconômico da turma	11,39*** (0,116)	4,894*** (0,230)	12,39*** (0,122)	6,007*** (0,264)	11,39*** (0,116)	4,899*** (0,230)	12,41*** (0,122)	6,003*** (0,264)
Total de alunos da turma	0,118*** (0,0182)	1,044*** (0,0289)	0,0751*** (0,0203)	1,140*** (0,0341)	0,118*** (0,0182)	1,044*** (0,0289)	0,0733*** (0,0203)	1,140*** (0,0341)
Menina	-2,888*** (0,0994)	-3,398*** (0,0939)	-4,477*** (0,119)	-4,721*** (0,113)	-2,887*** (0,0994)	-3,397*** (0,0939)	-4,476*** (0,119)	-4,720*** (0,113)
Nível socioeconômico	1,755*** (0,0330)	1,808*** (0,0322)	2,939*** (0,0403)	2,841*** (0,0390)	1,756*** (0,0330)	1,808*** (0,0322)	2,939*** (0,0403)	2,841*** (0,0390)
Pais analfabetos	-4,595*** (0,435)	-5,005*** (0,386)	-5,838*** (0,595)	-6,073*** (0,564)	-4,622*** (0,435)	-5,005*** (0,386)	-5,886*** (0,595)	-6,075*** (0,564)
Pais não leem	-3,863*** (0,204)	-3,357*** (0,187)	-4,912*** (0,243)	-3,951*** (0,230)	-3,872*** (0,204)	-3,357*** (0,187)	-4,924*** (0,243)	-3,950*** (0,230)
Capital cultural do professor	-0,419*** (0,0605)	-0,127* (0,0662)	-0,283*** (0,0667)	-0,109 (0,0755)	0,661*** (0,209)	0,414* (0,223)	0,923*** (0,206)	0,213 (0,225)
Professor tem licenciatura	2,279*** (0,449)	1,880*** (0,464)	3,273*** (0,470)	1,706*** (0,539)	4,023*** (1,541)	-1,030 (1,640)	4,502*** (1,460)	1,831 (1,707)
Professor tem outra graduação	-0,0141 (0,267)	0,350 (0,280)	0,566** (0,282)	0,233 (0,313)	0,856 (0,965)	1,093 (0,997)	0,519 (0,860)	-0,0618 (0,959)
Professor tem pós graduação	3,188*** (0,195)	0,529** (0,208)	2,985*** (0,212)	0,450* (0,235)	2,399*** (0,686)	-0,418 (0,723)	2,246*** (0,652)	0,444 (0,692)
Professor leciona há mais de 10 anos	1,071*** (0,207)	0,962*** (0,216)	1,554*** (0,222)	0,791*** (0,243)	3,258*** (0,735)	1,569** (0,768)	4,108*** (0,690)	1,948*** (0,739)
Capital cultural do professor*Proporção de alunos negros da turma					-1,663*** (0,323)	-0,858** (0,343)	-2,368*** (0,353)	-0,624 (0,394)
Professor tem licenciatura*Proporção de alunos negros da turma					-2,727 (2,502)	4,712* (2,585)	-2,400 (2,584)	-0,231 (3,018)
Professor tem outra graduação*Proporção de alunos negros da turma					-1,365 (1,547)	-1,184 (1,558)	0,0765 (1,510)	0,563 (1,694)
Professor tem pós graduação*Proporção de alunos negros da turma					1,261 (1,094)	1,515 (1,144)	1,492 (1,137)	0,0149 (1,221)
Professor leciona há mais de 10 anos*Proporção de alunos negros da turma					-3,400*** (1,163)	-0,965 (1,199)	-5,084*** (1,200)	-2,236* (1,311)
Efeito fixo de escola	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Constante	210,8*** (0,617)	184,7*** (0,895)	219,6*** (0,617)	188,6*** (0,961)	209,3*** (0,835)	184,7*** (1,071)	217,8*** (0,812)	187,7*** (1,127)
Observações	819449	819449	606211	606211	819449	819449	606211	606211
R-quadrado ajustado	0,117	0,015	0,160	0,025	0,117	0,015	0,160	0,025

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível de escola em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%

** Estatisticamente significativa a 5%

*** Estatisticamente significativa a 1%

Tabela 30: Coeficientes estimados para a característica "Desvio padrão do nível socioeconômico da turma" - 5º ano língua portuguesa

Variável dependente: Proficiência em língua portuguesa				
Desvio padrão do nível socioeconômico da turma	-7,644*** (0,242)	-3,894*** (0,260)	-7,779*** (0,442)	-3,605*** (0,495)
Média do nível socioeconômico da turma	11,53*** (0,0821)	5,615*** (0,179)	11,51*** (0,0826)	5,606*** (0,180)
Total de alunos	0,189*** (0,0139)	1,058*** (0,0233)	0,188*** (0,0139)	1,057*** (0,0233)
Menina	12,66*** (0,0723)	12,34*** (0,0694)	12,66*** (0,0723)	12,34*** (0,0694)
Nível socioeconômico	1,752*** (0,0242)	1,765*** (0,0242)	1,752*** (0,0242)	1,765*** (0,0242)
Negro	-1,738*** (0,0856)	-1,369*** (0,0758)	-1,738*** (0,0856)	-1,369*** (0,0758)
Pais analfabetos	-5,480*** (0,323)	-5,354*** (0,303)	-5,471*** (0,323)	-5,353*** (0,303)
Pais não leem	-4,129*** (0,145)	-3,498*** (0,136)	-4,125*** (0,145)	-3,498*** (0,136)
Capital cultural do professor	-0,295*** (0,0449)	-0,0525 (0,0494)	0,380* (0,195)	0,116 (0,214)
Professor tem licenciatura	0,806*** (0,234)	0,491* (0,252)	1,579 (1,168)	-0,0240 (1,218)
Professor tem outra graduação	-0,203 (0,198)	-0,0126 (0,214)	1,249 (0,962)	-0,0908 (1,043)
Professor tem pós graduação	2,842*** (0,146)	0,367** (0,160)	1,895*** (0,689)	1,117 (0,735)
Professor leciona há mais de 10 anos	0,565*** (0,154)	0,956*** (0,166)	0,509 (0,718)	1,050 (0,774)
Capital cultural do professor*Desvio padrão do nível socioeconômico da turma			-0,463*** (0,131)	-0,114 (0,141)
Professor tem licenciatura*Desvio padrão do nível socioeconômico da turma			-0,527 (0,781)	0,347 (0,808)
Professor tem outra graduação*Desvio padrão do nível socioeconômico da turma			-0,986 (0,645)	0,0529 (0,691)
Professor tem pós graduação*Desvio padrão do nível socioeconômico da turma			0,642 (0,461)	-0,505 (0,484)
Professor leciona há mais de 10 anos*Desvio padrão do nível socioeconômico da turma			0,0359 (0,482)	-0,0651 (0,511)
Efeito fixo de escola	Não	Sim	Não	Sim
Constante	193,2*** (0,508)	165,7*** (0,724)	193,4*** (0,738)	165,3*** (0,966)
Observações	1544732	1544732	1544732	1544732
R-quadrado ajustado	0,135	0,036	0,135	0,036

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível de escola em parênteses.

* Estatisticamente significativa a 10%

** Estatisticamente significativa a 5%

*** Estatisticamente significativa a 1%

Tabela 31: Coeficientes estimados para a característica "Desvio padrão do nível socioeconômico da turma" - 5º ano matemática

Variável dependente: Proficiência em matemática				
Desvio padrão do nível socioeconômico da turma	-9,048*** (0,298)	-3,772*** (0,298)	-9,108*** (0,537)	-3,480*** (0,549)
Média do nível socioeconômico da turma	12,91*** (0,100)	5,882*** (0,206)	12,89*** (0,101)	5,875*** (0,206)
Total de alunos	0,0760*** (0,0171)	1,076*** (0,0263)	0,0755*** (0,0171)	1,076*** (0,0263)
Menina	-3,552*** (0,0782)	-3,898*** (0,0729)	-3,553*** (0,0781)	-3,898*** (0,0729)
Nível socioeconômico	2,266*** (0,0254)	2,283*** (0,0253)	2,266*** (0,0254)	2,283*** (0,0253)
Negro	-2,482*** (0,0972)	-1,718*** (0,0791)	-2,482*** (0,0972)	-1,719*** (0,0791)
Pais analfabetos	-5,012*** (0,360)	-5,226*** (0,314)	-5,004*** (0,359)	-5,226*** (0,314)
Pais não leem	-4,265*** (0,159)	-3,612*** (0,144)	-4,261*** (0,159)	-3,612*** (0,144)
Capital cultural do professor	-0,383*** (0,0562)	-0,110* (0,0576)	0,387 (0,242)	0,0159 (0,246)
Professor tem licenciatura	2,788*** (0,405)	1,914*** (0,406)	3,702** (1,873)	1,924 (1,930)
Professor tem outra graduação	0,273 (0,240)	0,327 (0,242)	2,758** (1,169)	1,223 (1,167)
Professor tem pós graduação	3,184*** (0,179)	0,513*** (0,180)	2,326*** (0,842)	0,983 (0,841)
Professor leciona há mais de 10 anos	1,287*** (0,189)	0,914*** (0,186)	1,134 (0,875)	0,979 (0,866)
Capital cultural do professor*Desvio padrão do nível socioeconômico da turma			-0,528*** (0,162)	-0,0847 (0,162)
Professor tem licenciatura*Desvio padrão do nível socioeconômico da turma			-0,621 (1,249)	-0,00615 (1,270)
Professor tem outra graduação*Desvio padrão do nível socioeconômico da turma			-1,691** (0,782)	-0,602 (0,769)
Professor tem pós graduação*Desvio padrão do nível socioeconômico da turma			0,580 (0,562)	-0,317 (0,555)
Professor leciona há mais de 10 anos*Desvio padrão do nível socioeconômico da turma			0,103 (0,588)	-0,0451 (0,575)
Efeito fixo de escola	Não	Sim	Não	Sim
Constante	225,2*** (0,622)	192,4*** (0,813)	225,3*** (0,894)	192,0*** (1,062)
Observações	1425618	1425618	1425618	1425618
R-quadrado ajustado	0,143	0,020	0,143	0,020

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível de escola em parênteses.

* Estatisticamente significante a 10%

** Estatisticamente significante a 5%

*** Estatisticamente significante a 1%

Tabela 32: Coeficientes estimados para a característica "Proporção de alunos com pais analfabetos na turma" - 5º ano língua portuguesa

Variável dependente: Proficiência em língua portuguesa				
Proporção de alunos com pais analfabetos na turma	-13,89*** (2,586)	-24,79*** (3,049)	-3,309 (4,204)	-15,14*** (5,059)
Média do nível socioeconômico	10,98*** (0,0854)	5,033*** (0,176)	10,96*** (0,0853)	5,033*** (0,176)
Total de alunos da turma	0,178*** (0,0141)	1,059*** (0,0235)	0,178*** (0,0141)	1,059*** (0,0235)
Menina	12,66*** (0,0724)	12,34*** (0,0694)	12,66*** (0,0724)	12,34*** (0,0694)
Nível socioeconômico	1,755*** (0,0242)	1,767*** (0,0242)	1,755*** (0,0242)	1,767*** (0,0242)
Negro	-1,879*** (0,0858)	-1,371*** (0,0759)	-1,876*** (0,0857)	-1,371*** (0,0758)
Pais analfabetos	-4,215*** (0,306)	-4,781*** (0,302)	-4,228*** (0,306)	-4,780*** (0,302)
Pais não leem	-4,017*** (0,145)	-3,492*** (0,136)	-4,021*** (0,145)	-3,492*** (0,136)
Capital cultural do professor	-0,312*** (0,0452)	-0,0554 (0,0494)	-0,251*** (0,0479)	-0,0316 (0,0516)
Professor tem licenciatura	0,824*** (0,236)	0,497** (0,252)	0,769*** (0,248)	0,570** (0,263)
Professor tem outra graduação	-0,251 (0,200)	-0,00890 (0,214)	-0,442** (0,213)	0,0463 (0,224)
Professor tem pós graduação	2,845*** (0,147)	0,363** (0,160)	2,989*** (0,156)	0,410** (0,167)
Professor leciona há mais de 10 anos	0,554*** (0,155)	0,984*** (0,166)	0,789*** (0,164)	1,075*** (0,175)
Capital cultural do professor*Proporção de alunos com pais analfabetos na turma			-4,758*** (1,238)	-2,472* (1,411)
Professor tem licenciatura*Proporção de alunos com pais analfabetos na turma			5,198 (7,975)	-9,330 (8,707)
Professor tem outra graduação*Proporção de alunos com pais analfabetos na turma			17,87*** (6,789)	-6,246 (7,501)
Professor tem pós graduação*Proporção de alunos com pais analfabetos na turma			-12,64** (4,959)	-5,027 (5,529)
Professor leciona há mais de 10 anos*Proporção de alunos com pais analfabetos na turma			-18,34*** (4,852)	-9,965* (5,409)
Efeito fixo de escola	Não	Sim	Não	Sim
Constante	182,5*** (0,383)	160,2*** (0,614)	182,2*** (0,385)	160,1*** (0,615)
Observações	1544774	1544774	1544774	1544774
R-quadrado ajustado	0,133	0,036	0,133	0,036

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível de escola em parênteses.

* Estatisticamente significante a 10%

** Estatisticamente significante a 5%

*** Estatisticamente significante a 1%

Tabela 33: Coeficientes estimados para a característica "Proporção de alunos com pais analfabetos na turma" - 5º ano matemática

Variável dependente: Proficiência em matemática				
Proporção de alunos com pais analfabetos na turma	-7,384** (3,282)	-25,00*** (3,601)	3,368 (5,378)	-17,91*** (6,061)
Média do nível socioeconômico	12,34*** (0,105)	5,316*** (0,202)	12,33*** (0,104)	5,318*** (0,202)
Total de alunos da turma	0,0650*** (0,0173)	1,075*** (0,0265)	0,0650*** (0,0173)	1,076*** (0,0264)
Menina	-3,554*** (0,0783)	-3,901*** (0,0729)	-3,553*** (0,0783)	-3,901*** (0,0729)
Nível socioeconômico	2,268*** (0,0254)	2,285*** (0,0253)	2,267*** (0,0254)	2,284*** (0,0253)
Negro	-2,640*** (0,0975)	-1,718*** (0,0792)	-2,636*** (0,0975)	-1,718*** (0,0791)
Pais analfabetos	-4,086*** (0,321)	-4,681*** (0,312)	-4,100*** (0,320)	-4,682*** (0,312)
Pais não leem	-4,168*** (0,159)	-3,606*** (0,144)	-4,175*** (0,159)	-3,607*** (0,144)
Capital cultural do professor	-0,403*** (0,0565)	-0,118** (0,0576)	-0,336*** (0,0600)	-0,0947 (0,0600)
Professor tem licenciatura	2,787*** (0,409)	1,847*** (0,407)	2,711*** (0,438)	1,800*** (0,429)
Professor tem outra graduação	0,211 (0,243)	0,332 (0,242)	-0,0655 (0,258)	0,341 (0,254)
Professor tem pós graduação	3,183*** (0,181)	0,507*** (0,180)	3,382*** (0,191)	0,631*** (0,188)
Professor leciona há mais de 10 anos	1,282*** (0,190)	0,938*** (0,187)	1,523*** (0,202)	0,969*** (0,197)
Capital cultural do professor*Proporção de alunos com pais analfabetos na turma			-5,277*** (1,612)	-2,583 (1,626)
Professor tem licenciatura*Proporção de alunos com pais analfabetos na turma			9,073 (13,33)	6,643 (12,77)
Professor tem outra graduação*Proporção de alunos com pais analfabetos na turma			26,39*** (8,135)	-0,258 (9,222)
Professor tem pós graduação*Proporção de alunos com pais analfabetos na turma			-18,63*** (6,328)	-15,97** (6,553)
Professor leciona há mais de 10 anos*Proporção de alunos com pais analfabetos na turma			-18,64*** (6,321)	-3,095 (6,521)
Efeito fixo de escola	Não	Sim	Não	Sim
Constante	212,4*** (0,471)	187,2*** (0,692)	212,2*** (0,475)	187,1*** (0,693)
Observações	1425660	1425660	1425660	1425660
R-quadrado ajustado	0,140	0,020	0,140	0,020

Nota: Erros padrões robustos clusterizados a nível de escola em parênteses.

- * Estatisticamente significante a 10%
- ** Estatisticamente significante a 5%
- *** Estatisticamente significante a 1%

5 Conclusão

Esta tese teve o objetivo de contribuir com a literatura de economia da cultura e economia da educação, principalmente com a vertente que relaciona essas duas grandes áreas. A partir da hipótese de Bourdieu (1973) de que as desigualdades de capital cultural entre as famílias é a principal causadora das desigualdades educacionais, estudos evidenciaram a importância que a transmissão do capital cultural das famílias têm sobre o desempenho escolar das crianças. Como conclusão geral, os resultados deste trabalho vão ao encontro dessa literatura. Verificou-se a grande relação existente entre cultura e educação, em especial, percebe-se a importância que o capital cultural do professor exerce sobre o aprendizado dos alunos e como políticas de incentivo a demanda, como a meia entrada para estudantes, contribuem para o acúmulo de capital cultural.

No primeiro ensaio da tese, verificou-se que pode haver transmissão de capital cultural dentro da sala de aula, através dos professores. Isso implicaria, segundo as regressões estimadas, em maior aprendizado em língua portuguesa dos alunos do 5º ano do ensino fundamental das escolas brasileiras. Como medida de capital cultural utiliza-se a frequência a atividades culturais. Esse é um procedimento comum na literatura. Dessa forma, é fundamental avaliar se políticas de incentivo ao consumo de bens e serviços culturais têm obtido êxito. No segundo ensaio, portanto, avaliou-se a lei da meia entrada para estudantes no consumo de bens e serviços culturais. Os resultados sugerem que a criação da lei da meia entrada teve efeitos positivos tanto em termos de aumento da probabilidade dos estudantes consumirem bens e serviços culturais como em elevar seus gastos com esse tipo de bem. Já no terceiro ensaio, buscou-se avaliar se qualificações dos professores podem contribuir na relação entre composição da turma e aprendizado escolar para alunos do 5º ano do ensino fundamental. Entre outras qualificações dos professores, testou-se também o capital cultural. Para as notas de alunos negros em exames de proficiência em língua portuguesa e matemática, a presença do professor com maior capital cultural resultou em um acréscimo maior das notas de alunos em turmas onde o negro é minoria do que em turmas onde ele é maioria.

REFERÊNCIAS

- AARONSON, D.; BARROW, L.; SANDER, W. Teachers and student achievement in the chicao public high schools. **Journal of Labor Economics**, v. 25, n. 1, p. 95–135, 2007.
- ATECA-AMESTOY, V. Cultural capital and demand. **Economics Bulletin**, v. 26, n. 1, p. 1–9, 2007.
- ATECA-AMESTOY, V. Determining heterogeneous behavior for theater attendance. **Journal of Cultural Economics**, v. 32 n. 2, p 127–151, 2008.
- BORGONOV, F. Performing arts attendance: an economic approach. **Applied Economics**, v. 36, n. 17, p. 1871–1885, 2004
- BOURDIEU, P. Cultural reproduction and social reproduction. In: Brown, Richard (Org.). **Knowledge, Education, and Cultural Change: Papers in the Sociology of Education**. Londres: Tavistock, 1973. p. 71–112.
- BURKE, M. A.; SASS, T. R. Classroom peer effects and student achievement. **Journal of Labor Economics**, v. 31, n. 1, p. 51–82, 2013.
- CARD, D.; ROTHSTEIN, J. Racial segregation and the black–white test score gap. **Journal of Public Economics**, v. 91, n. 11, p. 2158–2184, 2007.
- CHECCHI, D. **The economics of education: Human capital, family background and inequality**. Cambridge: Cambridge University Press, 2006.
- CLOTFELTER, C. T.; LADD, H. F.; VIGDOR, J. L. Teacher-student matching and the assessment of teacher effectiveness. **Journal of Human Resources**, v. 41, n. 4, p. 778–820, 2006.
- CLOTFELTER, C. T., LADD, H. F., E VIGDOR, J. L. How and why do teacher credentials matter for student achievement? **NBER Working Paper Series**, Working Paper 12828, 2007.
- DE GRAAF, N. D.; DE GRAAF, P. M.; KRAAYKAMP, G. Parental cultural capital and educational attainment in the netherlands: A refinement of the cultural capital perspective. **Sociology of Education**, v. 73, n. 2, p. 92–111, 2000.
- DINIZ, S. C.; MACHADO, A. F. Analysis of the consumption of artistic-cultural goods and services in brazil. **Journal of Cultural Economics**, v. 35, n. 1, p. 1–18, 2011.
- DOBBIE, W. **Teacher characteristics and student achievement: Evidence from teach for america**. Disponível em: <<http://202.154.59.182/mfile/files/Jurnal/Jurnal%202011/Teacher%20characteristics%20and%20student%20achievement%3B%20Evidence%20from%20Teach%20for%20America.pdf>>, Acesso em 20 de fev. 2014.

- DUMAIS, S. A.; WARD, A. Cultural capital and first-generation college success. **Poetics**, v. 38, n. 3, p. 245–265, 2010.
- DUNIFON, R.; DUNCAN, G. J.; BROOKS-GUNN, J. As ye sweep, so shall ye reap. **The American Economic Review**, v. 91, n. 2, p. 150–154, 2001.
- FALCK, O.; FRITSCH, M.; HEBLICH, S. The phantom of the opera: Cultural amenities, human capital, and regional economic growth. **Labour Economics**, v. 18, n. 6, p. 755–766, 2011.
- FARKAS, G. Cognitive skills and noncognitive traits and behaviors in stratification processes. **Annual Review of Sociology**, v.29, n.1, p. 541–562, 2003.
- FLORES, R.; SCORZAFAVE, L. G. Uma análise dos efeitos da segregação racial sobre a proficiência dos alunos do ensino fundamental brasileiro. **Anais do XXXVII Encontro Nacional de Economia**, Foz do Iguaçu, 2009.
- FRIESEN, J., KRAUTH, B. Sorting and inequality in canadian schools. **Journal of Public Economics**, v. 91, n. 11, p. 2185–2212, 2007.
- GADDIS, S. M. The influence of habitus in the relationship between cultural capital and academic achievement. **Social science Research**, v. 42, n. 1, p. 1–13, 2013.
- GREENE, W. Testing hypotheses about interaction terms in nonlinear models. **Economics Letters**, v. 107, n. 2, p. 291–296, 2010.
- HANUSHEK, E. A. Assessing the effects of school resources on student performance: An update. **Educational evaluation and policy analysis**, v. 19, n. 2, p.141–164, 1997.
- HANUSHEK, E. A.; KAIN, J. F.; MARKMAN, J. M.; RIVKIN, S. G. Does peer ability affect student achievement? **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, n. 5, p. 527–544, 2003.
- HECKMAN, J. J.; RUBINSTEIN, Y. The importance of noncognitive skills: Lessons from the ged testing program. **The American Economic Review**, v. 91, n. 2, p. 145–149, 2001.
- JAEGER, M. M. Does cultural capital really affect academic achievement? new evidence from combined sibling and panel data. **Sociology of Education**, v. 84, n. 4, p. 281–298, 2011.
- LAREAU, A.; HORVAT, E. M. Moments of social inclusion and exclusion race, class, and cultural capital in family-school relationships. **Sociology of Education**, v. 72, n. 1, p. 37–53, 1999.
- LAREAU, A.; WEININGER, E. B. Cultural capital in educational research: A critical assessment. **Theory and Society**, v. 32, n. 5-6, p. 567–606, 2003.
- MACHADO, D. C.; GONZAGA, G.; FIRPO, S. P. A relação entre proficiência e dispersão de idade na sala de aula: a influência do nível de qualificação do professor. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 3, p. 419–446, 2013.

MCEWAN, P. J. Peer effects on student achievement: Evidence from Chile. **Economics of Education Review**, v. 22, n. 2, p.131–141, 2003.

PAGLIOTO, B. F.; MACHADO, A. F. Perfil dos frequentadores de atividades culturais: o caso nas metrópoles brasileiras. **Estudos Econômicos**, v. 42, n. 4, p. 701–730, 2012.

PORSSE, A. A.; VALIATI, L.; FLORISSI, S. (Org.). **Economia da cultura: bem-estar econômico e evolução cultural**. Porto Alegre: Ed. da UFRGS, 2007.

PUHANI, P. A. The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in nonlinear difference-in-differences models. **Economics Letters**, v. 115, n. 1, p. 85–87, 2012.

RIVKIN, S. G.; HANUSHEK, E. A.; KAIN, J. F. Teachers, schools, and academic achievement. **Econometrica**, v. 73, n. 2, p. 417–458, 2005.

ROBERTSON, D.; SYMONS, J. Do peer groups matter? peer group versus schooling effects on academic attainment. **Economica**, v. 70, n. 1, p. 31–53, 2003.

ROCKOFF, J. E. The impact of individual teachers on student achievement: Evidence from panel data. **The American Economic Review**, v. 94, n. 2, p. 247–252, 2004.

STIGLER, G. J.; BECKER, G. S. De gustibus non est disputandum. **The American Economic Review**, v. 67, n. 2, p. 76–90, 1977.

THROSBY, D. Cultural capital. **Journal of Cultural Economics**, v. 23, n. 1-2, p. 3–12, 1999.

THROSBY, D. **Economics and culture**. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.

TRAMONTE, L.; WILLMS, J. D. Cultural capital and its effects on education outcomes. **Economics of Education Review**, v. 29, n. 2, p. 200–213, 2010.