

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

DAIANE ZANON

**AUMENTO DO TEMPO NA EDUCAÇÃO FORMAL
E PERFORMANCE DOS ESTUDANTES:
EVIDÊNCIAS DE CURTO E MÉDIO PRAZO**

Porto Alegre

2017

DAIANE ZANON

**AUMENTO DO TEMPO NA EDUCAÇÃO FORMAL
E PERFORMANCE DOS ESTUDANTES:
EVIDÊNCIAS DE CURTO E MÉDIO PRAZO**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Flavio Vasconcellos Comim

Coorientador: Prof. Dr. Hudson da Silva Torrent

Porto Alegre

2017

CIP - Catalogação na Publicação

Zanon, Daiane

Aumento do tempo na educação formal e performance dos estudantes: evidências de curto e médio prazo / Daiane Zanon. -- 2017.

70 f.

Orientador: Flavio Vasconcellos Comim.

Coorientador: Hudson da Silva Torrent.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, BR-RS, 2017.

1. Ensino Fundamental de nove anos. 2. Desempenho acadêmico. 3. Diferenças em Diferenças. 4. Quantidade de escolaridade. 5. Política de Educação. I. Comim, Flavio Vasconcellos, orient. II. Torrent, Hudson da Silva, coorient. III. Título.

DAIANE ZANON

**AUMENTO DO TEMPO NA EDUCAÇÃO FORMAL
E PERFORMANCE DOS ESTUDANTES:
EVIDÊNCIAS DE CURTO E MÉDIO PRAZO**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, 10 de agosto de 2017.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Flavio Vasconcellos Comim – Orientador
UFRGS

Profa. Dra. Izete Pengo Bagolin
PUCRS

Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Junior
UFRGS

Prof. Dr. Sérgio Marley Modesto Monteiro
UFRGS

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos professores e funcionários do Programa de Pós-Graduação em Economia pela dedicação e ensinamentos. Em especial, agradeço aos professores Flavio Vasconcellos Comim e Hudson da Silva Torrent pelas orientações, sugestões e palavras de incentivo. Gostaria também de agradecer aos meus amigos e colegas pelo apoio e troca de conhecimento. Por fim, agradeço a minha família pelo apoio e compreensão durante todo esse processo.

RESUMO

Embora o sistema educacional brasileiro tenha alcançado progressos consideráveis no acesso à educação, os desafios relacionados à qualidade são muitos. Para melhorar o desempenho acadêmico dos estudantes, a expansão do período escolar é uma importante política pública educacional. O Ensino Fundamental de nove anos foi uma ação do governo brasileiro nesse sentido, que procurou antecipar em um ano a entrada das crianças na educação formal. Nesta dissertação avaliou-se a efetividade da política ao estimar o efeito de um ano a mais de educação no desempenho escolar de curto prazo, através de uma amostra de alunos da 4ª série/5º ano, e no médio prazo, quando foi considerado o desempenho dos alunos na 8ª série/9º ano. Para este fim, utilizou-se a abordagem de Diferenças em Diferenças em um contexto de experimento natural, proporcionado pela variação exógena no tempo de implementação do Ensino Fundamental de nove anos entre as escolas. De um modo geral, os resultados apontam que um ano a mais de educação, associado ao ingresso antecipado das crianças no ensino fundamental, possui impacto positivo e significativo no desempenho escolar de Português e Matemática no curto prazo, que variam entre 0,06 e 0,13 desvios padrão. No entanto, não existem evidências de que os efeitos foram persistentes no médio prazo.

Palavras-chave: Ensino Fundamental de nove anos. Desempenho acadêmico. Diferenças em Diferenças. Quantidade de escolaridade. Política de Educação.

ABSTRACT

Although the Brazilian educational system has achieved considerable progress in access to education, the challenges related to quality are many. To improve the academic performance of students, expanding the school period is an important educational public policy. In this sense, the nine-year Elementary School was an action of the Brazilian government, which sought to anticipate in a year the entrance of children into formal education. In this dissertation, the effectiveness of the policy was evaluated in estimating the effect of an additional year of education on the short-term school performance, through a sample of 4th grade/5th year students, and on the medium-term, when the performance of students in 8th grade/9th year was considered. To this end, a Differences-in-Differences approach was used in the context of a natural experiment, provided by the exogenous variation in the implementation time of nine-year Elementary School between schools. Overall, the results suggest that an additional year of education, associated with the earlier enrollment of children in elementary school, has a positive and significant impact on the school performance of Portuguese and Maths in the short term, ranging from 0.06 to 0.13 standard deviations. However, there is no evidence that the effects were persistent in the medium term.

Keywords: nine-year Elementary School. Academic achievement. Differences-in-Differences. Quantity of schooling. Education Policy.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Equivalência da estrutura do Ensino Fundamental em oito e nove anos.....	9
Tabela 2 - Número e percentual de matrículas no Ensino Fundamental de 9 anos	10
Tabela 3 - Características dos alunos.....	30
Tabela 4 - Características das escolas	31
Tabela 5 - Características médias das escolas dos grupos de tratamento e controle em 2007 e 2011 – 4ª série/5º ano.....	34
Tabela 6 - Características médias das escolas dos grupos de tratamento e controle em 2007 e 2015 – 8ª série/9º ano	35
Tabela 7 - Modelo de probabilidade linear de atribuição ao tratamento – 2007	37
Tabela 8 - Efeitos estimados do tratamento para alunos da 4ª série/5º ano	45
Tabela 9 - Efeitos estimados do tratamento para alunos da 4ª série/5º ano, segundo o status socioeconômico da escola.....	47
Tabela 10 - Análises de sensibilidade dos efeitos estimados do tratamento para alunos da 4ª série/5º ano.....	50
Tabela 11 - Efeitos estimados do tratamento para alunos da 8ª série/9º ano	53
Tabela 12 - Efeitos quantílicos do tratamento no curto e médio prazo	55

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	8
2	EFEITOS DA EXPANSÃO DE OPORTUNIDADES ESCOLARES: UMA REVISÃO DE LITERATURA	13
2.1	INTERVENÇÕES INICIAIS E OS EFEITOS AO LONGO DO CICLO DE VIDA..	13
2.2	EFEITOS PARA QUEM INICIA CEDO NA ESCOLA	18
2.3	LEIS DE EDUCAÇÃO COMPULSÓRIA E EXPERIMENTOS NATURAIS.....	20
2.4	DIFERENTES AÇÕES QUE AUMENTAM O TEMPO DE PERMANÊNCIA DOS ALUNOS NA ESCOLA.....	24
3	ESTRATÉGIA EMPÍRICA	27
3.1	DESCRIÇÃO DOS DADOS	27
3.2	ATRIBUIÇÃO AO TRATAMENTO	31
3.3	METODOLOGIA.....	37
3.3.1	Abordagem de Diferenças em Diferenças sob o arcabouço de resultados potenciais	39
3.3.2	Combinando abordagens: <i>Propensity Score Matching</i> e Diferenças em Diferenças.	42
4	RESULTADOS	44
4.1	EFEITOS ESTIMADOS DE CURTO PRAZO	44
4.1.1	Análise de Sensibilidade	49
4.2	EFEITOS ESTIMADOS DE MÉDIO PRAZO	51
4.3	EFEITOS HETEROGÊNEOS NO DESEMPENHO DOS ALUNOS	54
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	57
	REFERÊNCIAS	60
	APÊNDICE A – TABELAS	70

1 INTRODUÇÃO

O sistema educacional brasileiro sofreu mudanças substanciais desde os anos 90 e alcançou progressos consideráveis no acesso à educação. Por exemplo, de acordo com os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), a taxa de frequência escolar das crianças de 7 a 14 anos passou de 86,6% em 1992 para 98,6% em 2015. No entanto, apesar do aumento da cobertura, os desafios enfrentados na educação são muitos. Segundo os dados do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) de 2015, as escolas possuem altos níveis de reprovação, com taxas que atingem 8,2% no ensino fundamental. Para agravar o quadro, muitos jovens abandonam as salas de aula sem concluir a educação regular ou sem ter consolidado aprendizagens básicas, como o domínio de Leitura e Matemática. No 5º ano, 21% dos alunos possuem proficiência insuficiente em Matemática, enquanto este valor aumenta para 31% dos estudantes do 9º ano. Os dados do *Programme for International Student Assessment* (PISA) de 2015 revelam que o país permanece nas últimas posições do *ranking* internacional, quando considerado o desempenho de alunos de 15 e 16 anos. O Brasil atingiu a 63ª posição em Ciências, 59ª em Leitura e 65ª em Matemática de um total de 70 países avaliados.

Para melhorar o desempenho acadêmico dos estudantes muitos países, como Argentina, Chile, Peru e Estados Unidos¹, encontram na expansão do período escolar uma importante política pública educacional (AGÜERO; BELECHE, 2013; PATALL; COOPER; ALLEN, 2010). As ações podem ser tomadas, por exemplo, através de leis que estendem os anos de educação compulsória, provisão de creche e pré-escola, aumento de dias letivos ou horas-aula (RAUDENBUSH; ESCHMANN, 2015).

Recentemente, o Brasil deu um passo nessa direção com a aprovação da Lei 11.274, de 6 de fevereiro de 2006, que aumentou a duração do ensino fundamental de 8 para 9 anos, com a inclusão das crianças no sistema de ensino, um ano mais jovens, aos 6 anos de idade². A transição para o novo sistema ficou sob responsabilidade dos Municípios, Estados e do Distrito Federal com prazo limite de implementação até 2010. Os objetivos da política eram:

- a) assegurar às crianças um tempo mais longo para as aprendizagens da alfabetização e letramento;

¹ Argentina (LLACH et al., 2009), Perú (Ministerio de Educación. Resolucion ministerial N°0712-2006-ED, Noviembre 2006), Chile (BELLEI, 2009) e Estados Unidos (PATALL; COOPER; ALLEN, 2010).

² A adoção do Ensino Fundamental de 9 anos é sinalizada desde a publicação da terceira Lei de Diretrizes e Bases da Educação em 1996 e do Plano Nacional de Educação (PNE) de 2001.

- b) melhorar as condições de qualidade e equidade da educação; e
- c) estruturar um novo ensino fundamental para que os alunos alcancem maiores níveis de escolaridade.

Com esse intuito, todas as crianças com seis anos completos ou que completassem até o início do ano letivo, passariam a fazer parte do sistema de educação formal com currículo e carga horária específicas para este nível de educação. As crianças que iniciaram o Ensino Fundamental de oito anos deveriam concluí-lo nesse prazo e condições. Este ambiente gerou dois sistemas que coexistem, até o processo de extinção do antigo regime (BRASIL, 2009). A Tabela 1 expõe ambos sistemas e a idade correspondente.

Tabela 1 - Equivalência da estrutura do Ensino Fundamental em oito e nove anos

8 anos de duração	9 anos de duração	Idade correspondente no início do ano letivo (sem distorção idade/ano)
-	1º ano	6 anos
1ª série	2º ano	7 anos
2ª série	3º ano	8 anos
3ª série	4º ano	9 anos
4ª série	5º ano	10 anos
5ª série	6º ano	11 anos
6ª série	7º ano	12 anos
7ª série	8º ano	13 anos
8ª série	9º ano	14 anos

Fonte: Brasil (2009).

No Brasil, a educação é distribuída em um sistema de colaboração entre União, Estados e Municípios. Mesmo cabendo à União a coordenação da política nacional de educação e o exercício da função normativa, uma característica importante desta legislação é permitir que escolas e municípios decidam quando implementar a política, dentro do prazo estabelecido. Em 2004, dois estados já haviam adotado o Ensino Fundamental de nove anos, a saber Goiás – com vistas à implementação gradual a partir de 2004 – e, Minas Gerais com formalização legal em 2003. No Paraná apenas quatro municípios tinham solicitado a ampliação do ensino (BRASIL, 2004). Como pode ser observado na Tabela 2, em 2005 as escolas dos estados de Minas Gerais e Rio de Janeiro já possuíam mais de 80% das matrículas no novo sistema. Enquanto a maior parte dos estados não chegava a 20% dos alunos com o ano adicional. No Brasil, aproximadamente 8 milhões de estudantes estavam matriculados no novo sistema em 2005, representando um total de 24,2% das matrículas. Em 2007, esse número quase dobrou,

alcançando 14 milhões de matrículas, 44,3% do total. Estados como Rio de Janeiro, Minas Gerais, Ceará, Rio Grande do Norte e Mato Grosso do Sul, neste ano, já encontravam-se com mais de 95% das matrículas no Ensino Fundamental de nove anos.

Tabela 2 - Número e percentual de matrículas no Ensino Fundamental de 9 anos

	2005		2006		2007	
	Matrículas	%	Matrículas	%	Matrículas	%
Brasil	8.113.819	24,2	10.665.615	32,0	14.211.963	44,3
Norte	256.070	7,6	508.349	15,1	980.974	29,9
Rondônia	30.296	9,7	39.259	12,6	130.965	43,4
Acre	5.929	3,9	5.838	3,7	9.892	6,4
Amazonas	148.900	19,0	228.305	28,5	452.068	58,4
Roraima	1.863	2,3	4.405	5,2	7.904	9,5
Para	56.931	3,5	94.153	5,9	122.296	7,9
Amapá	0	0	1.076	0,8	4.313	3,1
Tocantins	12.151	4,5	135.313	49,1	253.536	91,2
Nordeste	1.771.807	15,8	2.916.487	26,8	4.638.042	45,6
Maranhão	157.132	10,2	297.328	19,8	384.659	27,2
Piauí	128.555	18,6	233.448	34,9	276.037	44,2
Ceara	724.407	42,0	891.685	52,6	1.596.103	98,4
R. G. do Norte	299.682	50,8	568.523	96,6	562.380	99,4
Paraíba	76.010	9,3	232.840	30,0	574.859	80,8
Pernambuco	168.208	9,8	218.452	13,0	304.696	19,6
Alagoas	12.593	1,8	81.703	11,6	255.086	38,2
Sergipe	6.318	1,6	12.846	3,2	75.983	20,0
Bahia	198.902	6,7	379.662	13,2	608.239	23,1
Sudeste	5.248.914	42,6	5.663.149	45,9	6.253.043	51,6
Minas Gerais	3.016.901	88,5	3.168.985	94,8	3.082.341	95,2
Espírito Santo	11.934	2,1	39.969	7,1	90.246	16,3
Rio de Janeiro	2.104.017	84,9	2.143.013	88,3	2.211.497	95,9
São Paulo	116.062	2,0	311.182	5,2	868.959	14,4
Sul	345.335	8,2	475.038	11,2	649.258	15,4
Paraná	126.375	7,6	122.371	7,4	93.004	5,5
Santa Catarina	80.227	8,5	122.162	12,8	247.381	26,9
R. G. do Sul	138.733	8,5	230.505	14,0	308.873	19,0
Centro-Oeste	491.693	20,1	1.102.592	45,2	1.690.646	73,5
M. G. do Sul	642	0,1	1.063	0,2	407.527	96,5
Mato Grosso	284.033	47,2	306.743	53,0	327.960	62,5
Goiás	198.315	19,3	772.095	74,8	886.427	91,6
Distrito Federal	8.703	2,3	22.691	5,8	68.732	17,9

Fonte: Brasil [2016].

Neste cenário, uma pergunta natural que surge é se esta expansão de um ano a mais de educação conseguiu contribuir para a melhoria do ensino. Neste trabalho é explorada a variação exógena no período em que as escolas adotaram o Ensino Fundamental de nove anos para

avaliar o efeito da introdução de um ano a mais de escolaridade no desempenho dos alunos em Português e Matemática. Posto isso, existem dois objetivos. O primeiro é analisar possíveis ganhos de curto prazo, avaliando o desempenho dos alunos da 4ª série/5º ano. Enquanto o segundo, verifica se estes são persistentes ao longo do ensino fundamental, através dos resultados dos alunos da 8ª série/9º ano. Como estratégia de identificação é utilizada a abordagem de Diferenças em Diferenças em um contexto de experimento natural³, uma vez que as escolas tiveram um prazo para adotarem a política. Os dados utilizados são um conjunto de informações provenientes do Censo Escolar e da Prova Brasil de 2007 a 2015.

A literatura reconhece o aumento do tempo de instrução como um importante determinante do desempenho acadêmico dos alunos (BROWN; SAKS, 1986, 1987; BELLEI, 2009; AGÜERO; BELECHE, 2013; PATALL; COOPER; ALLEN, 2010). Por exemplo, as evidências no curto e médio prazo sugerem efeitos positivos para as crianças que participaram de creche e pré-escola. Campbell e Ramey (1994) e Anderson (2008) encontraram ganhos em termos de pontuação em testes de desempenho, incrementos no quociente de inteligência (QI) e melhora no comportamento socioemocional. Enquanto no longo prazo, adultos que frequentaram programas de educação infantil quando crianças ou foram afetados pelo aumento do período que deveriam frequentar a educação formal, através de leis de educação compulsória, possuem, em média, melhores salários, comportamentos mais saudáveis (OREOPOULOS, 2006), menores chances de cometerem crimes (LOCHNER; MORETTI, 2004), além de ser maior a probabilidade de alcançarem mobilidade social (BARNETT; BELFIELD, 2006). Em especial, os estudantes que mais se beneficiam com o aumento do turno escolar são os que se encontram em situação de desvantagem social⁴ (DEMING, 2009).

No Brasil, outras análises já apontaram efeitos positivos associados ao Ensino Fundamental de nove anos. Martins e Carnoy (2015) e Chacón e Peña (2015) avaliaram o impacto da política no desempenho médio em Português e Matemática dos estudantes da 4ª série/5º ano. Martins e Carnoy (2015) utilizaram os dados da Prova Brasil de 2007, 2009 e 2011 ao nível da escola, para estimar um modelo de diferenças triplas utilizando os alunos da 8ª série/9º ano como controle⁵. Segundo os autores, um ano extra de escolaridade proporcionou

³ A abordagem de experimento natural (ou quase-experimento) assume a existência de componentes aleatórios nos dados não-experimentais. Os determinantes do tratamento são tratados como se fossem aleatórios. Variações espaciais, dia de nascimento ou mudanças de políticas adotadas de forma aleatória, são exemplos. Para uma discussão sobre experimento natural veja Rosenzweig e Wolpin (2000).

⁴ Segundo Knudsen et al. (2006), um ambiente considerado em desvantagem possui características associadas a uma série de fatores de risco (como pobreza, exposição a violência interpessoal) e maior probabilidade de resultados adversos nos domínios emocionais, cognitivos e de desenvolvimento.

⁵ É importante lembrar que estes ainda não tinham sofrido a intervenção da política nestes anos analisados. Somente em 2015, as primeiras coortes de alunos 8ª série/9º ano possuíam um ano a mais de escolaridade.

ganhos de 0,22 desvios padrão em Matemática e 0,26 desvios padrão em Português. Utilizando o mesmo período, Chacón e Peña (2015) estimaram um modelo de Diferenças em Diferenças encontrando valores que variam entre 0,05 e 0,12 desvios padrão nos testes de proficiência. Para os autores, em torno de 11% a 14% do incremento que ocorreu entre o período de 2007 a 2011 na proficiência média da Prova Brasil, poderia ser atribuído à ampliação do Ensino Fundamental de nove anos.

Esta dissertação explora estes resultados e também investiga a heterogeneidade dos efeitos sobre as notas. As principais contribuições, no entanto, podem ser relacionadas a três pontos. Primeiro, a adição dos anos de 2013 e 2015 na análise, diminuindo vieses relacionados à velocidade de adoção da política entre as escolas. O segundo ponto é a utilização da abordagem de Diferença em Diferença com *Propensity Score Matching* para corrigir possíveis desequilíbrios entre a amostra de escolas do grupo de tratamento e as do grupo de comparação. Escolas que implementaram a nova lei antes das demais também podem ser aquelas que possuem altos desempenhos na Prova Brasil, mesmo sem a implementação da política. Estes são fatores que podem ter criado vieses nos resultados encontrados anteriormente. Por fim, a dissertação contribui com a literatura nacional quando é estimada a persistência do efeito avaliando o impacto no médio prazo, através do desempenho dos alunos da 8ª série/9º ano. De um modo geral, os resultados apontam que um ano a mais de educação, associado ao ingresso antecipado das crianças no ensino fundamental, possui impacto positivo e significativo no desempenho escolar de Português e Matemática no curto prazo, que variam entre 0,06 e 0,13 desvios padrão. No entanto, não existem evidências de que os efeitos foram persistentes no médio prazo.

Com o objetivo de explorar com profundidade cada um destes aspectos, além desta introdução, o restante do trabalho está organizado em mais quatro capítulos. O capítulo dois revisa a literatura que acessa a importância da expansão do tempo em que as crianças são expostas a educação através de programas de educação infantil, leis de educação compulsória e outros mecanismos que aumentam a duração do período letivo. Posteriormente, é apresentada a abordagem metodológica que descreve a base de dados utilizada neste trabalho, o processo de atribuição das escolas ao tratamento e os métodos de estimação utilizados. O capítulo quatro apresenta as evidências quantitativas que fornecem suporte à hipótese de que as crianças podem ser beneficiadas com um período maior na educação formal, principalmente se este for relacionado ao ingresso antecipado. Por fim, é concluído o trabalho sistematizando os principais pontos.

2 EFEITOS DA EXPANSÃO DE OPORTUNIDADES ESCOLARES: UMA REVISÃO DE LITERATURA

Com a adoção do Ensino Fundamental de nove anos, os alunos passaram a ingressar um ano antes no sistema de ensino, aos 6 anos de idade. Desse modo, existem dois canais potenciais para os resultados da política no desempenho dos alunos, quando comparado os estudantes afetados e não afetados pela política: possuir um ano a mais de educação e entrar um ano mais novo no ensino regular. Nesse sentido, pretende-se aqui relacionar ambos fatores a literatura, buscando-se ter maior nitidez sobre os efeitos esperados.

Para este fim, o capítulo está dividido em quatro seções. No primeiro momento, serão apresentados os principais trabalhos sobre intervenções realizadas na primeira infância, no contexto internacional e brasileiro. Propõem-se analisar os efeitos de curto, médio e longo prazo de ingressar antecipadamente no sistema de ensino. No entanto, a literatura não indica um resultado unívoco no que se refere à relação entre idade de entrada e o desempenho dos alunos e, por este motivo, a segunda seção destina-se a elucidar esta questão. Posteriormente, serão apresentados resultados encontrados na literatura que analisam leis de educação compulsória no contexto de experimentos naturais. Por fim, será considerada uma breve análise sobre as demais formas de aumentar a escolaridade dos alunos, como o aumento de dias letivos e horas-aula.

2.1 INTERVENÇÕES INICIAIS E OS EFEITOS AO LONGO DO CICLO DE VIDA

Com a introdução do Ensino Fundamental de nove anos, as crianças passaram a ingressar na escola um ano mais novas. Para muitos pesquisadores, os investimentos realizados desde a primeira fase da vida das crianças possuem altos retornos privados e sociais, sendo a maneira de menor risco para melhorar o desempenho acadêmico dos alunos, principalmente os que se encontram em situações de desvantagem social (FRYER, 2016; HECKMAN, 2008). Estudos recentes, baseados nos trabalhos de James Heckman e seus coautores⁶, entendem que o retorno dos investimentos realizados já na primeira infância são maiores, pois existe uma complementaridade dinâmica entre as habilidades adquiridas entre os diferentes estágios da vida. Nesse contexto, diversos estudos costumam apresentar os resultados no curto, médio e longo prazo gerados por estas intervenções iniciais (CAMPBELL; RAMEY, 1994;

⁶ Veja por exemplo Cunha e Heckman (2007), Heckman (2000), Cunha, Heckman e Schennach (2010).

CAMPBELL; RAMEY, 1995; CURRIE; THOMAS, 1995; GARCES; THOMAS; CURRIE, 2002; DEMING, 2009; HECKMAN; PINTO; SAVELYEV, 2013). Os primeiros podem ser verificados em termos de frequência escolar, desempenho e menor incidência de repetir o ano. Enquanto no longo prazo, adultos que frequentaram creches e pré-escola quando crianças, possuem menor probabilidade de cometerem crimes, serem dependentes de programas de bem-estar social, terem gravidez na adolescência e costumam possuir maiores salários (CURRIE, 2001).

Um exemplo de programa de educação infantil encontrado na literatura é o projeto *Perry Preschool* nos Estados Unidos, que foi criado nos anos 1960 para atender crianças negras de três a quatro anos com baixo status socioeconômico e quociente de inteligência (QI). Os alunos foram atribuídos aleatoriamente a grupos de tratamento e controle e permaneceram no projeto durante dois anos, enquanto dados foram coletados até os participantes atingirem 40 anos de idade. Embora não tenha gerado ganhos de longo prazo no QI⁷, ele criou melhorias persistentes nas habilidades de personalidade e resultados positivos no âmbito acadêmico (HECKMAN, 2006). Heckman, Pinto e Savelyev (2013) buscaram analisar os canais através dos quais o programa impulsionou resultados na vida adulta. Para tratar desta questão, utilizaram um modelo econométrico que estima a relação entre resultados e as mudanças induzidas experimentalmente nas habilidades. Os autores encontraram que habilidades não cognitivas melhoradas pela intervenção são importantes determinantes de resultados futuros. A redução do comportamento criminal, efeitos positivos no mercado de trabalho e comportamentos ligados a saúde são explicados pela redução do ‘comportamento de externalização’⁸ provocado pelo programa. Por exemplo, para os resultados do mercado de trabalho, Heckman, Pinto e Savelyev (2013) encontraram que cerca de 20% do efeito do tratamento tanto sobre a renda mensal aos 27 anos quanto sobre a probabilidade de emprego aos 40 anos são devidos a melhorias cedo no comportamento externalizante. Para as mulheres, melhorias na motivação acadêmica explicam em torno de 30% o efeito do tratamento em testes de desempenho aos 8 anos de idade.

Os resultados do *Carolina Abecedarian Project*, um programa de intervenções iniciais para crianças de baixa renda, foram similares. O grupo de tratamento possuía QI superior aos 12 anos, enquanto aos 15 anos os participantes dos grupos de controle e tratamento não

⁷ Poucos anos após deixar o programa, não existiam diferenças significativas nos resultados dos meninos do grupo de controle e de tratamento e apenas uma pequena diferença no caso das meninas (HECKMAN, 2006).

⁸ Característico de comportamentos agressivos, antissociais e de quebra de regras (HECKMAN; PINTO; SAVELYEV, 2013).

possuíam mais diferença significativa. Todavia, apresentaram melhores resultados em outras dimensões como menor incidência de reprovação, menor chance de ser atribuído à educação especial e maiores pontuações em testes de desempenho em Leitura e Matemática (CAMPBELL; RAMEY, 1994, 1995). As análises de longo prazo mostram que alguns dos resultados foram persistentes. Aos 21 anos, aqueles associados ao grupo de tratamento, possuíam mais anos de educação, tinham maior probabilidade de frequentar o ensino superior e os ganhos nas habilidades de Leitura e Matemática persistiram na idade adulta (CAMPBELL et al., 2002).

Diferentemente dos anteriores que foram desenhados em um contexto de experimento, o *Head Start* é um programa de larga escala nos Estados Unidos criado para atender crianças de baixa renda entre os 3 e 5 anos. Alguns estudos costumam estimar seus efeitos comparando os participantes do programa com seus irmãos não participantes através de modelos de efeito fixo, utilizando dados em painel disponíveis. Currie e Thomas (1995), Garces, Thomas e Currie (2002) e Deming (2009) são exemplos. Ao avaliar os efeitos de curto e médio prazos, Currie e Thomas (1995) encontraram ganhos significativos na pontuação do *Peabody Picture Vocabulary Test* (PPVT) para crianças brancas e negras. No entanto, os efeitos são mitigados ao longo do tempo para os últimos. Os ganhos no desempenho desaparecem ainda na educação elementar e o programa não possui efeito para a redução da probabilidade de reprovação. Uma possível resposta é que as crianças negras que participam do programa, geralmente frequentam escolas de qualidade inferior, enquanto o mesmo não acontece com as crianças brancas (CURRIE, 2001).

Deming (2009) e Garces, Thomas e Currie (2002) investigaram os efeitos de longo prazo. Garces, Thomas e Currie (2002) encontraram benefícios sociais e econômicos persistentes para os participantes. As crianças brancas eram significativamente mais propensas a completarem o ensino médio e frequentarem a universidade, quando comparadas aos seus irmãos. Enquanto as crianças negras tinham menores chances de estarem envolvidas em crimes e tendiam a completar o ensino médio. Utilizando os dados do *National Longitudinal Survey of Youth*, Deming (2009) estimou o efeito do *Head Start* em um 'índice sumário de resultado' que compreende itens como graduação no ensino médio, frequência à faculdade, ociosidade, crime, paternidade na adolescência e status de saúde. O autor verificou que os participantes do programa ganharam 0,23 desvios padrão nesse índice sumário de resultados de jovens adultos. Esse efeito positivo diminuiu um terço do hiato dos jovens entre o quartil inferior de renda familiar permanente e a mediana. O impacto a longo prazo para as crianças desfavorecidas é grande, apesar do desvanecimento dos resultados nos testes. O ganho na pontuação de cerca de

0,15 desvios padrão na idade entre 5 e 6 anos, desaparece a menos da metade dessa quantidade entre 11 e 14 anos de idade. A queda é particularmente forte para crianças afro-americanas e as muito desfavorecidas. Ainda assim, são estas que experimentam os maiores benefícios no longo prazo.

No entanto, não contabilizar a qualidade das alternativas às intervenções iniciais cuidando, inclusive, da qualidade dos ambientes domésticos, leva a conclusões enganosas sobre o real efeito da educação infantil (ELANGO et al., 2015). As análises que consideram alternativas ao programa mostram que o *Head Start* realmente tem efeitos moderados a fortes sobre as medidas de habilidades cognitivas e não cognitivas, em comparação com os cuidados domiciliares, mas não, necessariamente, quando comparado a outros centros de atendimento. Por exemplo, Kline e Walters (2016) analisaram os impactos na pontuação de testes, comparando o *Head Start* a cuidados domiciliários e a pré-escolas concorrentes. Os resultados mostram que o programa tem grandes efeitos positivos que chegam a 0,47 desvios padrão, no curto prazo, nas pontuações dos testes cognitivos de crianças, que de outra forma, seriam cuidados em casa e não possui efeitos significativos em crianças, que de outra forma, frequentariam outras centros de atendimento infantil. Elango et al. (2015) observam que como os impactos dependem da qualidade do programa que está sendo adotado em relação à qualidade da próxima melhor alternativa e, como as crianças desfavorecidas geralmente têm alternativas de baixa qualidade em comparação com as crianças favorecidas, elas ganham mais com a educação infantil.

Em contraste com vários trabalhos encontrados para os Estados Unidos, no Brasil, por exemplo, existem poucos estudos que avaliam o efeito de matricular as crianças em idades precoces no sistema de ensino. Um dos motivos pode ser a inexistência de implementações de programas randomizados neste nível de educação ou problemas associados a endogeneidade ao estimar os modelos, uma vez que a decisão da família em matricular seus filhos na educação infantil pode depender de características da família e da própria criança (PINTO; SANTOS; GUIMARÃES, 2016). Uma maneira de contornar este problema, encontrada por muitos autores, é o uso de abordagens metodológicas alternativas, como variáveis instrumentais, estimadores *Matching* ou intra-familiares que comparam irmãos que participaram ou não de programas de educação infantil.

Por exemplo, Pinto, Santos e Guimarães (2016) consideraram a possibilidade de endogeneidade da decisão da família e utilizaram uma abordagem de função de controle, empregando variáveis associadas à oferta de creche e jardim de infância, como instrumento para estimar o efeito causal. Para os autores, a pré-escola está associada a um ganho de

aproximadamente 0,22 desvios padrão nos resultados dos testes de Matemática e a frequência à creche possui um resultado de menor magnitude, mas positivo no desempenho dos alunos. Adicionalmente, os resultados mostram ainda que existe uma heterogeneidade do efeito variando com a educação da mãe. A frequência a educação infantil possui efeito negativo para crianças que possuem mãe sem educação formal e aumenta gradualmente com o nível da educação materna. Possíveis explicações envolvem uma complementaridade entre a educação das mães e os serviços prestados pelas escolas de educação infantil ou a qualidade inferior dos centros frequentados por crianças cujas mães possuem baixa educação.

Felício, Terra e Zoghbi (2012) procuraram identificar os efeitos da educação infantil sobre a alfabetização de alunos do 2º ano do ensino fundamental. Com esse objetivo, os autores aplicaram a Provinha Brasil e um questionário socioeconômico nas escolas públicas e privadas de Sertãozinho, um município de tamanho médio do estado de São Paulo. A vantagem de avaliar somente uma localidade é poder estimar os efeitos de um determinado tratamento sob níveis de qualidade da educação infantil semelhantes. Utilizando estimações por Mínimos Quadrados Ordinários e *Propensity Score Matching* os resultados demonstram que as crianças que possuem pelo menos um ano na educação infantil obtiveram pontuações de alfabetização maiores. Os alunos que começaram a escola com idades entre 5 e 3 anos, ou menos, obtiveram notas de alfabetização entre 12,2 e 19,5 pontos mais altas do que aqueles que iniciaram a escola aos 6 anos.

Felício e Vasconcellos (2007) investigaram o efeito das crianças frequentarem a educação infantil sobre o desempenho escolar em Matemática dos alunos da quarta série; para tal propósito, utilizaram os dados do SAEB de 2003, Prova Brasil de 2005 e Censos Escolares de 2003 e 2005. As autoras empregaram os métodos de *Matching* e Efeito-Fixo para tratar problemas de seleção e de variáveis não-observadas. As estimativas por *Matching* mostram que ter frequentado a educação infantil aumenta em 6,6% a média da proficiência em Matemática ou cerca de 0,27 desvios padrão do SAEB de 2003. Desagregando por nível, a creche aumenta 8,6%, enquanto a pré-escola apresenta um incremento de 6,3% na proficiência em Matemática. Quando observado os resultados para a estimação com os dados em painel, utilizando a estimação de efeitos fixos e os dados dos alunos a nível da escola de 2003 e 2005, de todo o Brasil, pode-se observar que frequentar a educação infantil eleva a proficiência média das escolas em cerca de 9,6%, ou cerca de 0,38 desvios padrão.

Para avaliar os efeitos de longo prazo de frequentar a escola o mais cedo possível, Curi e Menezes-Filho (2009) analisam os reflexos da educação infantil (creche e pré-escola) nos salários e na educação futura utilizando dados da Pesquisa de Padrão de Vida (PPV) e do

Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB). Os autores assumem uma possível endogeneidade, encontrando resultados que mostram que ter frequentado a creche tem relação positiva com a conclusão do ensino médio e do ensino superior em 13% e 19%, respectivamente. Já a pré-escola tem uma relação positiva com a conclusão de todos os ciclos escolares, com probabilidade de concluir o ensino fundamental 1, o ensino fundamental 2, o ensino médio e o ensino superior em 4%, 18%, 24% e 5,5%, respectivamente, e está associada a um aumento de 1,6 anos de escolaridade e de 16% na renda. Além disso, o atendimento a pré-escola está relacionado a um desempenho escolar melhor nos testes de proficiência, nas 4ª e 8ª séries do ensino fundamental e na 3ª série do ensino médio. Menezes-Filho (2007), ao analisar os determinantes do desempenho escolar no Brasil, reforça estes resultados. A idade que a criança entra no sistema escolar é importante. Os alunos que fizeram pré-escola têm um desempenho melhor, quando comparados aos que entraram a partir da 1ª série.

2.2 EFEITOS PARA QUEM INICIA CEDO NA ESCOLA

Apesar da importância de iniciar o período escolar mais cedo, como verificado nos trabalhos apresentados na seção anterior, a literatura não indica um resultado unívoco no que se refere à relação entre idade de entrada e o desempenho dos alunos. Na perspectiva da psicologia educacional, existe uma interpretação oposta aos resultados encontrados na seção anterior: estudantes que entram depois são vistos como mais maduros para frequentar a escola, obtendo um maior resultado acadêmico (DIPASQUALE; MOULE; FLEWELLING 1980, ANGRIST; KRUEGER, 1992). Por este motivo, antecipar a matrícula das crianças no sistema de ensino pode ser ineficaz em termos de melhorias no desempenho dos alunos.

Por exemplo, Datar (2006) utilizou a variação exógena nas datas de nascimento e nas políticas de idade de entrada ao jardim de infância dos estados americanos, como instrumentos para inferir se o efeito da idade de iniciar na pré-escola possui reflexo no desempenho acadêmico dos alunos. Usando uma amostra representativa do *Early Childhood Longitudinal Study – Kindergarten Class* (ECLS-K), a autora encontrou que atrasar um ano a entrada na pré-escola aumenta a pontuação de Matemática em 6 pontos e a de Leitura em 5,2. Além disso, entrar mais velho implica em uma trajetória de pontuação ascendente nos primeiros dois anos na escola regular, correspondendo a um aumento de 0,5 em Matemática e em 1 ponto em Leitura. Os resultados também sugerem que os benefícios de retardar a entrada no jardim de infância tendem a ser significativamente maiores para crianças em risco. No entanto, os efeitos devem ser vistos com cautela, uma vez que resta observar se estes benefícios persistem no longo

prazo, quando as crianças amadurecem, estão expostas ao ambiente comum e recebem a mesma instrução. Similarmente, Bedard e Dhuey (2006), ao analisarem os dados dos países integrantes da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), encontraram que os alunos mais novos têm pontuações de 4% a 12% menores que os mais velhos, na quarta série e de 2% a 9% menores na oitava série. Para os Estados Unidos e Canadá, Elder e Lubotsky (2009) estimaram que os alunos mais novos têm menor probabilidade de frequentar a universidade.

No entanto, para Black, Devereux e Salvanes (2011) existe uma limitação chave presente nos trabalhos que avaliam o desempenho acadêmico. Isso ocorre devido a falta de habilidade em distinguir se o resultado é gerado pelo efeito da idade que a criança inicia a escola ou se é diretamente ligado a idade que a criança realiza o teste. A literatura costuma comparar o resultado dos testes de alunos na mesma série, mas com idades diferentes. Desse modo, os mais velhos podem ir melhor que os demais, somente pelo fato de serem mais velhos e, portanto, terem mais maturidade no momento em que as provas são realizadas. É importante a distinção entre o que é atribuído na estimação a idade de início da escola e a idade em que o teste é tomado.

Na Noruega existe uma liberdade para os pais matricularem as crianças cedo ou não conforme considerarem apropriado. Utilizando este fator, Black, Devereux e Salvanes (2011) foram capazes de separar estes dois efeitos usando pontuações em testes de QI realizados nas inscrições militares aos 18 anos. Os resultados encontrados utilizando a estimação por Mínimos Quadrados em Dois Estágios demonstram um efeito modesto, mas negativo, em iniciar a educação um ano depois e um grande efeito da idade no teste de QI. Estima-se que realizar o teste um ano mais velho aumenta a pontuação em torno de 0,2. No longo prazo também existem ganhos. Em média, o rendimento para o grupo de pessoas de 24 a 35 anos é maior para quem inicia a educação mais novo, mas esse efeito desaparece aos 30 anos; consistente com a ideia de que as crianças que entram mais velhas possuem menos experiência no mercado de trabalho, mas que ao longo do tempo esse efeito tende a ser minimizado. Dentro desta perspectiva, Crone e Whitehurst (1999) utilizaram a data de corte para entrada na pré-escola em Nova York para inferir resultados relacionados a comparação de dois grupos que possuem a mesma idade, mas diferem em um ano de exposição à educação formal. Segundo os autores, um ano a mais de escolaridade está relacionado a 62% da melhoria média nas habilidades de alfabetização na pré-escola e a melhora de 81% das habilidades iniciais de leitura entre o primeiro e o segundo ano.

Ademais, com a implementação do Ensino Fundamental de nove anos, os alunos ingressam no sistema de ensino regular um ano mais novos, aos 6 anos de idade, em comparação

com o antigo sistema onde o ingresso era permitido somente aos 7 anos. Essa característica da política possibilita contribuir com a literatura nacional no que concerne a idade de entrada. Recentemente, o país aprovou uma lei que institui a matrícula das crianças aos 4 anos de idade de forma obrigatória na pré-escola⁹. Embora a proposta pedagógica seja distinta, os resultados dessa dissertação podem sinalizar para possíveis efeitos futuros dessa política no desempenho dos alunos ao longo do ensino fundamental. Com base na revisão de literatura apresentada, espera-se que as escolas tratadas apresentem maiores ganhos em termos de pontuação nos testes de desempenho, quando comparadas às escolas do grupo de controle.

2.3 LEIS DE EDUCAÇÃO COMPULSÓRIA E EXPERIMENTOS NATURAIS

O padrão ouro para avaliação de políticas públicas é a atribuição aleatória de participantes a grupos de tratamento, a qual recebem a intervenção, e a grupos de controle, a qual não recebem tal intervenção. Muitas vezes, por motivos éticos, operacionais ou financeiros é inviável a sua implementação nas políticas educacionais. Uma forma alternativa é o uso de experimentos naturais (ou quase-experimentos) para estimar os efeitos causais dos insumos escolares de forma não viesada (DUFLO; GLENNERSTER; KREMER, 2007; MARTINS; CARNOY, 2015). Essa abordagem inclui análises de ações implementadas pelos governos locais, assumindo a existência de componentes aleatórios nos dados não-experimentais. Isto é, existe um componente na ação que não pode ser previsto ou controlado pelos afetados no evento, que são distribuídos entre os grupos de tratamento e controle (ROSENZWEIG; WOLPIN, 2000).

Dentro deste contexto, muitos estudos utilizam as mudanças históricas nas leis de educação compulsória como experimentos naturais para identificar o efeito de um ano a mais de escolaridade. Por exemplo, para Meghir e Palme (2005) a reforma realizada na Suécia proporcionou uma análise no contexto de quase-experimento. O país aumentou de 7 e 8 para 9 anos de educação compulsória, implementada de forma gradual entre os municípios. Este fator possibilitou avaliar indivíduos trabalhando no mesmo mercado de trabalho, no mesmo ponto do tempo, mas que participaram de sistemas de educação com quantidades de anos obrigatórios distintos. Separando a amostra pela educação do pai (se baixa ou alta) e pela habilidade da criança (se baixa ou alta) os autores encontraram que dentro do grupo de pais com baixa

⁹ De acordo com a Lei nº 12.796, de 4 de abril de 2013, que alterou a Lei de Diretrizes e Bases da Educação de 1996.

educação, as crianças com baixa habilidade aumentaram sua frequência escolar para o novo nível da reforma, enquanto que para as crianças de altas habilidades, o aumento da idade compulsória reforçou o atendimento por um grande acréscimo de anos de escolaridade. Ou seja, a reforma teve um impacto importante para alunos mais hábeis, mas com pais pouco educados, o que ajudou a melhorar a mobilidade intergeracional. Ao estimar o efeito no mercado de trabalho, para o período de 1985 a 1996, os autores encontraram um aumento significativo do rendimento dos indivíduos com pais não-hábeis.

No Brasil, o Ensino Fundamental de 9 anos foi implementado como uma política de educação compulsória. Anteriormente a esta lei, os alunos deveriam permanecer no sistema durante 8 anos, com ingresso aos 7 anos de idade. No novo sistema, as crianças deveriam ser matriculas aos 6 anos e poderiam abandonar a educação após completarem 9 anos de educação¹⁰. Martins e Carnoy (2015) e Chacón e Peña (2015) avaliaram a introdução do Ensino Fundamental de nove anos no desempenho médio em Português e Matemática dos estudantes da 4ª série/5º ano. Ambos os trabalhos utilizam os dados da Prova Brasil de 2007, 2009 e 2011 ao nível da escola. No entanto, diferem em termos de metodologia e resultados estimados. Martins e Carnoy (2015) utilizam um modelo de diferenças triplas controlando pelos resultados nos testes de desempenho dos alunos da 8ª série/9º ano, que no período analisado, faziam parte do antigo sistema. Segundo os autores, um ano extra de escolaridade proporcionou ganhos de 0,22 desvios padrão em Matemática e 0,26 desvios padrão em Português. Em média, as escolas localizadas no quintil mais alto do status socioeconômico e dos testes de desempenho foram as maiores beneficiadas com um ano a mais de escolaridade. Além disso, foram achados resultados na mesma magnitude que o nacional para os estados que começaram a adotar a reforma antes de 2007. Os autores se baseiam na discussão entre qualidade e quantidade, e concluem o trabalho mostrando que no Brasil ainda há espaço para políticas que aumentam a quantidade de tempo que as crianças permanecem no sistema de ensino.

Utilizando o mesmo período, Chacón e Peña (2015) estimaram um modelo de Diferenças em Diferenças encontrando valores que variam entre 0,05 e 0,12 desvios padrão nos testes de proficiência. Os autores estabelecem que em torno de 11% a 14% do incremento, que ocorreu entre o período de 2007 a 2011 na proficiência média da Prova Brasil, poderia ser atribuído à ampliação do Ensino Fundamental de nove anos. Como pode ser observado, os resultados destes autores são menores em magnitudes quando comparados aos de Martins e Carnoy (2015). Esta diferença pode ser atribuída às distintas metodologias e aos controles

¹⁰ Em ambos os sistemas de educação compulsória, os alunos eram permitidos a abandonar a escola quando completavam 14 anos, independente dos anos de escolaridade.

utilizados para a estimação. Embora Martins e Carnoy (2015) utilizem especificações robustas, controlam por poucas características das escolas e dos alunos, causando a sobrestimação dos coeficientes.

Esta dissertação pretende explorar estes resultados e também investiga a heterogeneidade dos efeitos sobre as notas. As principais contribuições, no entanto, podem ser relacionadas a três pontos. O primeiro é a adição dos anos de 2013 e 2015 na análise, diminuindo vieses relacionados a velocidade de adoção da política entre as escolas. Segundo, é a utilização da abordagem de Diferenças em Diferenças com *Propensity Score Matching*, com o intuito de corrigir possíveis desequilíbrios entre a amostra de escolas do grupo de tratamento e as do grupo de comparação; uma vez que as escolas que implementaram a nova lei antes das demais também podem ser aquelas que possuem altos desempenhos na Prova Brasil, mesmo sem a implementação da política. Estes são fatores que podem ter criado vieses nos resultados encontrados anteriormente. Por fim, é estimado a persistência do efeito avaliando o impacto no médio prazo, através do desempenho dos alunos da 8ª série/9º ano. Se um dos objetivos da lei era melhorar a qualidade da educação no Brasil, espera-se que os resultados perdurem durante o ensino fundamental.

Ademais, mesmo que esta dissertação não tenha como objetivo analisar o resultado de um ano adicional de escolaridade na vida adulta, é interessante observar que os benefícios podem permanecer durante o ciclo de vida e que as sociedades como um todo ganham com o acréscimo na escolaridade da sua população. Nesta linha, Brunello, Fort e Weber (2009) utilizaram as mudanças na lei de idade mínima de abandono escolar de 12 países europeus para analisar o efeito de um ano a mais de educação na distribuição dos rendimentos. Os resultados apontam acréscimos e redução da desigualdade salarial. Os mais afetados pelas leis de escolaridade compulsória foram os menos talentosos, que aumentaram de 0,3 a 0,4 anos de educação. Ao encorajar uma maior escolaridade, estas políticas podem ser efetivas para reduzir a desigualdade, uma vez que a evidência sugere que habilidade e educação são substitutos para gerar rendimentos.

Ainda no contexto europeu, Oreopoulos (2006) investigou a mudança da idade mínima de abandono escolar de 14 para 15 anos no Reino Unido em meados dos anos 1950. A lei que modificou a quantidade de anos de educação compulsória teve um efeito imediato, direcionando, aproximadamente, metade da população de 14 anos a permanecer na escola um ano a mais. A magnitude deste impacto proporcionou a Oreopoulos (2006) estimar o efeito da educação compulsória em uma série de resultados na vida adulta dos indivíduos. Utilizando as abordagens de regressão com descontinuidade e variáveis instrumentais, o autor estima

acrécimos anuais de 10% a 14% nos rendimentos. Além disso, são encontrados resultados positivos relacionados à saúde. O aumento de um ano na escolaridade diminuiu a probabilidade dos afetados pela política reportarem estar com saúde ruim em 3,2%, e aumentaram as chances de relatar boa saúde em 6%.

Os benefícios da educação compulsória podem ser mensurado também através dos retornos sociais. Lochner e Moretti (2004) avaliaram o efeito da educação na atividade criminal e utilizaram as mudanças nas leis de educação compulsória dos estados americanos como instrumento para lidar com o problema de endogeneidade da variável educação. Através de três fontes de dados, os autores concluem que o aumento de escolaridade reduz significativamente a atividade criminal. O quão grande são as externalidades geradas pelo capital humano é avaliado no trabalho de Acemoglu e Angrist (2000). Para os autores, a variação exógena na média de escolaridade causada por mudanças nas leis de educação compulsória nos Estados Unidos¹¹ proporcionou um experimento natural que permitiu estimar retornos sociais. Os resultados demonstram valores modestos, em torno de 1% a 3%, mas que são suficientes para justificar esse tipo de política pública. No contexto familiar, ao aumentar o tempo de permanência das meninas na escola, a adição de anos de estudo pode modificar decisões de fertilidade. Black, Devereux e Salvanes (2008) encontraram que a probabilidade de ter uma criança quando jovem nos Estados Unidos e na Noruega diminuem com o requerimento da escolaridade mínima. Oreopoulos, Page e Stevens (2006) estimam que o acréscimo de um ano na educação de ambos os pais, nos Estados Unidos, reduzem a probabilidade média de seus filhos repetirem o ano entre 2 e 4 pontos percentuais.

Considerando os trabalhos que avaliam políticas de educação compulsória, pode-se esperar resultados positivos através do acréscimo de um ano a mais de educação no desempenho médio dos alunos no curto prazo. No entanto, não existem trabalhos avaliando os efeitos dessas leis no desempenho dos alunos no final do ensino fundamental, proporcionando uma oportunidade única para estabelecer se os resultados são persistentes durante o ciclo de aprendizagem dos alunos, no contexto nacional. Uma vez que grande parte da literatura sobre leis de educação compulsória esteja direcionada a resultados na vida adulta, existem evidências que sinalizam para a persistência dos efeitos no médio prazo, quando forem avaliados o desempenho dos alunos da 8ª série/9º ano.

¹¹ Os autores consideram a união das lei de frequência escolar e de trabalho infantil para caracterizar as leis de educação compulsória.

2.4 DIFERENTES AÇÕES QUE AUMENTAM O TEMPO DE PERMANÊNCIA DOS ALUNOS NA ESCOLA

Por fim, o aumento do tempo de instrução pode acontecer de diversas maneiras. Analisá-los é uma forma de comparar a eficiência de políticas distintas, mas que possuem o mesmo objetivo: melhorar a educação através da ampliação do tempo de permanência dos alunos no sistema educacional. Dentro deste contexto, alguns estudos aproveitam experimentos naturais como uma ferramenta para inferências causais. Em geral, a literatura indica uma relação positiva entre acréscimo de dias letivos e horas-aula no desempenho dos alunos em Leitura e Matemática. Por exemplo, Bellei (2009) avaliou o impacto de um programa no Chile que aumentou as horas diárias que os alunos passam na escola. Aproveitando da fonte exógena de variação no tempo de permanência, proporcionada pela forma como as escolas foram atribuídas a política, o autor utilizou a abordagem de Diferenças em Diferenças e encontrou efeitos positivos e significativos no desempenho dos alunos. Em Leitura, existiram acréscimos de 0,05 e 0,07 desvios padrão, enquanto em Matemática o efeito variou entre 0 e 0,12 desvios padrão. O mais notável foram os resultados positivos e de maior magnitude para os estudantes de áreas rurais e que frequentavam escolas municipais, demonstrando um potencial impacto nos alunos em desvantagem com o aumento das horas-aula.

Ainda no contexto da América Latina, Agüero e Beleche (2013) utilizaram a variação no tempo e nos estados, para estimar o impacto de dias a mais de instrução no desempenho dos alunos no exame nacional mexicano. Os autores encontraram que aumentar os dias de aula antes do exame tem efeitos positivos, mas apresentam rendimentos marginais decrescentes. Dez dias a mais aumentam as notas de Matemática e Leitura entre 0,04 a 0,07 desvios padrão. Utilizando um índice de pobreza no nível de localização da escola, os autores observaram que os mais pobres se beneficiam menos dos dias adicionais. Uma explicação é que possivelmente estes seriam afetados pela qualidade dos outros insumos escolares como, por exemplo, a razão professor-aluno e a qualidade do professor. Na mesma linha, Fitzpatrick, Grissmer e Hastedt (2011) usaram a variação no número de dias entre os testes de desempenho de estudantes americanos para medir o efeito médio de um dia adicional nos testes. Os autores encontraram ganhos de 1,2 desvios padrão no desempenho em Leitura e 0,9 desvios padrão em Matemática.

Similarmente, os experimentos naturais podem ser uma forma de contornar o problema de endogeneidade da decisão dos pais de anteciparem a matrícula de seus filhos na escola. Nesse contexto, Leuven et al. (2010) aproveitaram características institucionais do sistema de educação holandês, que geram variações exógenas no tempo que as crianças pequenas podem

passar na escola, como estratégia de identificação. A primeira característica é que as crianças têm permissão para começar a escola imediatamente após seu quarto aniversário, em oposição ao início do ano letivo, como é o caso na maioria dos outros países. A segunda, é que as crianças que têm seu aniversário antes, durante e depois das férias de verão são matriculadas na mesma classe. Esses recursos geram uma diferença de até 11 semanas no tempo que os estudantes podem gastar na escola, que constituem cerca de 15% a mais na quantidade de escolaridade que podem ter tido no momento dos testes. Os resultados encontrados mostram que um mês adicional na escola aumenta a pontuação de linguagem dos alunos desfavorecidos em 0,06 desvios padrão e suas pontuações em Matemática em 0,05 desvios padrão. Para os alunos não desfavorecidos, não é encontrado efeito. Posto isso, é estimado que a lacuna existente entre crianças em desvantagem social e as demais diminui em torno de 10% com um mês adicional de instrução. Isso sugere que o domicílio e a escola são substitutos próximos na produção de resultados acadêmicos, uma vez que, crianças de *backgrounds* familiares piores possuem mais oportunidades de aprendizado quando estão no ambiente escolar.

Levando-se em consideração todo o exposto ao longo deste capítulo, pode-se concluir que a literatura oferece embasamento para que se compreenda e justifique o desempenho dos alunos, quando comparado às escolas que adotaram o Ensino Fundamental de nove anos antecipadamente, em relação às escolas que não adotaram tal política de forma antecipada. Em média, os benefícios associados ao aumento da escolaridade são grandes, principalmente para os que se encontram em situação de desvantagem social e para os que iniciam seus estudos mais novos. Além disso, os países em desenvolvimento, como o Brasil, são os que mais se beneficiam com tais intervenções, por possuírem baixo desempenho, como pode ser observado pelos *rankings* mundiais de pontuação, como o PISA e, por terem mais crianças que necessitam de cuidados e estímulos. Quando comparado a outras políticas que aumentam o período de permanência dos alunos na escola, como o aumento dos dias letivos e horas-aula, o acréscimo de um ano de educação possui resultados de magnitude similar no desempenho dos testes. Portanto, espera-se que as escolas tratadas possuem, em média, desempenho em Português e Matemática superiores as escolas do grupo de controle, no curto e no médio prazo.

Mas apesar do tempo de exposição a educação ser identificado como um importante determinante dos resultados acadêmicos, são poucos os estudos nacionais que conseguem estimar o efeito causal de possuir um ano a mais de educação no desempenho dos alunos. Esta dissertação busca avançar na discussão sobre o tema utilizando um contexto de experimento natural, associado a formato de implementação da política entre as escolas. O trabalho contribui para a literatura que avalia políticas de expansão da escolaridade, estimando os efeitos no curto

e no médio prazo de um ano a mais de educação, enquanto os alunos ainda estão no período escolar. Uma segunda contribuição diz respeito a antecipação das matrículas das crianças na escola. Embora existam estudos no Brasil mostrando os benefícios de iniciar a educação através de creches e pré-escola, nenhum dos artigos utilizam variações exógenas para identificar os efeitos relativos a idade de entrada ao longo do ensino primário. Com esse objetivo, a avaliação da atribuição das escolas ao tratamento e as estimações dos efeitos serão apresentados nos capítulos a seguir.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O capítulo busca apresentar as ferramentas para a análise e, com este fim, está dividido em três seções. Na primeira seção é descrita a base de dados utilizada e como as amostras foram construídas. A segunda destina-se a apresentar as estatísticas descritivas e inferir a probabilidade das escolas terem sido atribuídas ao tratamento, enquanto na terceira, é descrita a metodologia utilizada por este trabalho.

3.1 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Este estudo utiliza dados de duas pesquisas conduzidas pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), sob controle do Ministério da Educação. A primeira base é composta pelos microdados de 2007 a 2015 da Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (Anresc), também conhecida como Prova Brasil, que faz parte do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB)¹. A pesquisa é de caráter censitário e compreende questionários contextuais e uma prova de desempenho aplicados a alunos da 4ª série/5º ano e 8ª série/9º ano do ensino fundamental. Participam da avaliação escolas públicas das redes municipais, estaduais e federais, limitadas a possuírem, no mínimo, 20 alunos matriculados nas turmas avaliadas. Além de testes padronizados que mensuram o desempenho dos estudantes em Português e Matemática, são aplicados a estes, aos professores e diretores, questionários contextuais que contêm perguntas do ambiente e nível socioeconômico familiar do aluno, práticas pedagógicas dos professores e perfil dos diretores, por exemplo. Além disso, um aplicador preenche o questionário sobre características da escola, como infraestrutura e recursos.

As questões das provas de proficiência são realizadas a partir de um conjunto de conteúdos representando o que é esperado a ser desenvolvido nas 4ª série/5º ano e 8ª série/9º ano em Língua Portuguesa (ênfase em leitura) e Matemática (ênfase na resolução de problemas). Com esse objetivo, foram construídas as Matrizes de Referência, que compreendem

¹ Criado em 1990 e reestruturado em 2005, o SAEB é considerado o sistema de avaliação oficial do governo. Ele é elaborado com o intuito de acompanhar o desempenho do sistema educacional do país e nortear políticas educacionais. Utilizado amplamente como medida de qualidade escolar pelo governo, o sistema é composto por três avaliações: a Avaliação Nacional da Educação Básica (Aneb), que é uma pesquisa amostral composta por um grupo de escolas da rede pública e privada do país, que contempla os alunos matriculados na 4ª série/5º ano e 8ª série/9º ano do ensino fundamental e do 3º ano do ensino médio; a Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (Anresc) e, por último, a Avaliação Nacional da Alfabetização (ANA), que de forma censitária, avalia os alunos do 3º ano do Ensino Fundamental das escolas públicas.

o conjunto de conteúdos e habilidades a serem avaliados em cada ciclo educacional. A elaboração das provas são de acordo com a metodologia de Blocos Incompletos Balanceados (BIB), que objetiva distribuir um amplo número de itens em cadernos de provas sem que cada aluno precise responder a todas as questões que fazem parte do seu conjunto de conteúdo programado. Por fim, a mensuração da proficiência é realizada de acordo com o modelo logístico de três parâmetros da Teoria de Resposta ao Item (TRI), que relaciona a probabilidade de um aluno escolher uma determinada resposta a sua proficiência e as características do item. Ela é constituída de modo que as pontuações sejam comparáveis entre os anos.

A Prova Brasil de 2009 é a primeira a incluir as primeiras coortes dos alunos da 4ª série/5º ano expostos a reforma educacional, que entraram no sistema aos seis anos de idade antes de 2007. A Prova Brasil de 2011 é a primeira contendo as coortes de alunos que iniciaram aos seis anos exatamente quando a lei entrou em vigor e a prova de 2015 é a primeira que possui todos os alunos integrados no sistema de educação com nove anos de duração. Assim, pode-se comparar o desempenho dos alunos, em 2011, de escolas que implementaram a política até 2007 e aqueles que não implementaram. Em 2007, os estudantes que fizeram a prova faziam parte do antigo sistema e completaram 4 anos de educação, enquanto que em 2011, estudantes de escolas que implementaram a nova reforma em 2007 tinham 5 anos de escolaridade completa com a mesma idade dos alunos de escolas com o sistema antigo. A lógica é a mesma para os alunos da 8ª série/9º ano. A Prova Brasil de 2015 é a primeira a acessar as primeiras coortes de alunos que ingressaram na educação formal aos 6 anos de idade, em 2007.

A segunda fonte de dados é composta pelos Censos Escolares de 2007 a 2015. Realizado anualmente pelo INEP, os dados compilados possuem informações sobre características das escolas, docentes, matrículas e turmas da educação básica, como a dependência administrativa da instituição, o número de funcionário, condições de infraestrutura e nível educacional dos professores. O Censo também contém informações do regime de ensino fundamental adotado em cada escola (se Ensino Fundamental de 8 anos ou de 9 anos), que é usado para estabelecer os grupos de controle e tratamento. No entanto, como esta variável só está disponível a partir de 2007, foi utilizado este ano para separar o grupo de controle e tratamento identificando através de uma variável binária igual a 1 se a escola possuía o Ensino Fundamental de nove anos em 2007 e zero caso contrário. Segundo os dados do Censo Escolar, cerca de 43% das instituições de ensino regular tinham aderido ao novo sistema já naquele ano.

O foco da análise deste trabalho serão as escolas de educação básica das redes públicas municipais e estaduais. Com esse objetivo foram criadas duas amostras de dados². A primeira representa os alunos da 4ª série/5º ano e contém informações para 6.635 escolas, enquanto a segunda é formada pelos dados de alunos da 8ª série/9º ano de 6.718 escolas. A combinação das bases de dados, observadas ao longo dos cinco anos analisados, obedeceu a três critérios. Primeiro, assim como Martins e Carnoy (2015), a amostra foi restringida às escolas em que mais de 20% dos alunos realizaram a Prova Brasil. Segundo, as escolas em 2007 devem conter informações do regimento de educação fundamental a qual fazem parte. Nesse quesito foram consideradas apenas aquelas que possuíam um dos regimes (Ensino Fundamental de 8 anos ou de 9 anos). Por fim, devem possuir informações completas para os 5 anos analisados. A unidade de observação tomada por este trabalho é a escola. Deste modo, ambas as amostras utilizadas são formadas por dados de 2007 a 2015 e contém informações sobre a infraestrutura, características dos funcionários e professores e informações socioeconômicas e de desempenho dos alunos, neste nível.

As variáveis empregadas como controle foram adicionadas com base na literatura dos determinantes de desempenho escolar. No Brasil, Menezes-Filho (2007) demonstrou que as características familiares e do aluno, tais como educação da mãe, cor, atraso e reprovação prévia possuem fortes correlações com a nota. Uma variável importante é a idade de entrada no sistema escolar: os alunos que fizeram pré-escola têm um desempenho melhor ao longo de todo o ciclo, se comparados aos que entraram a partir da 1ª série. Barros et al. (2001), Holmlund, Lindahl e Plug (2011) e Blau (1999), são exemplos que encontram forte impacto do *background* familiar. As variáveis adicionadas como características dos alunos são apresentadas na Tabela 3 e são tomadas como valores médios. Elas envolvem informações como raça, sexo, escolaridade dos pais e um indicador socioeconômico construído com base nos recursos dos domicílios, reportados pelo aluno no questionário contextual da Prova Brasil.

Além das características dos alunos, foram adicionadas uma variedade de informações das escolas disponíveis nos dados do Censo Escolar, apresentadas na Tabela 4. As variáveis utilizadas por este trabalho são referentes a: a) infraestrutura da escola, como existência de sala de diretor, professor, laboratório de informática; b) qualidade, mensurada pela proporção de professores com ensino superior, a razão funcionário aluno e o tamanho das turmas; c) equipamentos disponíveis que facilitam as atividades, como computadores e retroprojetor; e, d) o tamanho da escola representado pelo número de professores, funcionários, turmas de 4ª

² Optou-se por utilizar duas amostras devido ao reduzido número de observações remanescentes da construção de uma única amostra contendo alunos da 4ª série/5º ano e 8ª série/9º ano na mesma escola.

série/5º ano e 8ª série/9º ano, por exemplo. Os recursos escolares também são apontados na literatura como relevantes para a aprendizagem dos alunos. Blau e Currie (2004), Rockoff (2004) e Angrist e Lavy (1999) encontraram que a qualidade dos centros educacionais, como o tamanho das turmas e a formação dos professores, contribuem para resultados melhores. A próxima seção busca fazer inferências sobre o processo de atribuição ao tratamento, através destes indicadores disponíveis.

Tabela 3 - Características dos alunos

Variável	Descrição
Proporção de meninos	Proporção de meninos.
Idade	Idade média dos alunos.
Proporção de alunos brancos	Proporção de alunos brancos.
Proporção de alunos pretos	Proporção de alunos pretos.
Proporção de alunos pardos	Proporção de alunos pardos.
Proporção de alunos amarelos	Proporção de alunos amarelos.
Proporção de alunos indígenas	Proporção de alunos indígenas.
Proporção de estudantes com creche	Proporção de alunos que frequentaram a creche.
Proporção de estudantes com pré-escola	Proporção de alunos que frequentaram a pré-escola.
Proporção de alunos que entraram na primeira série/ano	Proporção de alunos que iniciaram a escola somente no primeiro ano.
Proporção de alunos entraram após a primeira série/ano	Proporção de alunos que iniciaram a escola somente após o primeiro ano.
Proporção de repetentes	Proporção de alunos que já reprovaram.
Proporção de abandono	Proporção de alunos que abandonaram a escola.
Indicador Socioeconômico	Indicador construído através da análise de componentes principais utilizando as seguintes variáveis: existência de televisões (0, 1, 2, 3 ou 4), geladeira (0, 1 ou 2), máquina de lavar roupa (0 ou 1), carros (0, 1, 2, 3 ou 4), computador (0 ou 1), banheiros (0, 1, 2, 3 ou 4), empregado(a) doméstico(a) (0 ou 1) e quartos (0, 1, 2, 3 ou 4) na casa do aluno.
Educação da mãe	Proporção de mães que: (1) nunca estudaram ou não completaram a 4ª série; (2) completaram a 4ª série, mas não completaram a 8ª série; (3) completaram a 8ª série, mas não completaram o Ensino Médio; (4) completaram o Ensino Médio, mas não completaram a Faculdade; (5) completaram a Faculdade; (6) proporção de crianças que não souberam responder.
Educação do pai	Proporção de pais que: (1) nunca estudaram ou não completaram a 4ª série; (2) completaram a 4ª série, mas não completaram a 8ª série; (3) completaram a 8ª série, mas não completaram o Ensino Médio; (4) completaram o Ensino Médio, mas não completaram a Faculdade; (5) completaram a Faculdade; (6) proporção de crianças que não souberam responder.

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do INEP (2007, 2009, 2011, 2013, 2015).

Tabela 4 - Características das escolas

Variável	Descrição
<i>Infraestrutura</i>	
Diretoria	Variável binária que recebe valor 1 se a escola possui e 0 caso contrário.
Sala de professores	Variável binária que recebe valor 1 se a escola possui e 0 caso contrário.
Laboratório de informática	Variável binária que recebe valor 1 se a escola possui e 0 caso contrário.
Laboratório de ciências	Variável binária que recebe valor 1 se a escola possui e 0 caso contrário.
Quadra de esportes	Variável binária que recebe valor 1 se a escola possui e 0 caso contrário.
Cozinha	Variável binária que recebe valor 1 se a escola possui e 0 caso contrário.
Parque infantil	Variável binária que recebe valor 1 se a escola possui e 0 caso contrário.
Sanitário fora do prédio	Variável binária que recebe valor 1 se a escola possui e 0 caso contrário.
Sanitário dentro do prédio	Variável binária que recebe valor 1 se a escola possui e 0 caso contrário.
Número de salas	Número de salas de aula existentes na escola.
Aparelho de televisão	Variável binária que recebe valor 1 se a escola possui e 0 caso contrário.
<i>Equipamentos Disponíveis</i>	
Vídeocassete	Variável binária que recebe valor 1 se a escola possui e 0 caso contrário.
DVD	Variável binária que recebe valor 1 se a escola possui e 0 caso contrário.
Retroprojektor	Variável binária que recebe valor 1 se a escola possui e 0 caso contrário.
Impressora	Variável binária que recebe valor 1 se a escola possui e 0 caso contrário.
Possui computadores	Variável binária que recebe valor 1 se a escola possui e 0 caso contrário.
<i>Tamanho</i>	
Número de funcionários	Número de funcionários na escola.
Número de professores	Número de professores do primeiro ciclo, do segundo ciclo e total da escola.
Número de matrículas	Número dos alunos no primeiro e segundo ciclo e total da escola.
Número de turmas	Número de turmas de primeiro e segundo ciclo, das turmas de 4ª série/5º ano e 8ª série/9º ano e total da escola.
<i>Qualidade</i>	
Professores com ensino superior	Número de professores com ensino superior do primeiro ciclo, do segundo ciclo e total da escola.
Razão Funcionário Aluno	Número de alunos dividido pelo número total de funcionários.
Tamanho das turmas	Tamanho das turmas de primeiro e segundo ciclo, das turmas de 4ª série/5º ano e 8ª série/9º ano e total da escola.
<i>Outras Características</i>	
Urbano	Variável binária que recebe valor 1 se a escola está localizada no perímetro urbano e 0 caso contrário.
Municipal	Variável binária que recebe valor 1 se a escola possui dependência administrativa municipal e 0 caso contrário.
UF	Variáveis binárias que indicam a UF em que a escola está localizada.

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do INEP (2007, 2009, 2011, 2013, 2015).

3.2 ATRIBUIÇÃO AO TRATAMENTO

Como visto no capítulo 3, a decisão da adoção antecipada da política foi de responsabilidade dos governos estaduais e municipais. Antes de 2007, quando a lei entrou em vigor, quatro estados já possuíam mais de 70% dos alunos participando do novo sistema: Goiás, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Rio Grande do Norte. Nos demais, a velocidade da adesão variou

entre os anos até o prazo limite estabelecido (2010), quando todas as escolas deveriam possuir nove anos de educação no ensino fundamental. Uma vez que a adoção dessa política não foi aleatória entre as escolas em um contexto de experimento, os grupos de tratamento e controle podem não estar equilibrados em termos de características das escolas e dos estudantes. Embora a estratégia de identificação pela abordagem de Diferenças em Diferenças não se baseia na hipótese de que a distribuição de covariadas seja balanceada, encontrar que as características médias das escolas e dos alunos do grupo de tratamento e de controle sejam semelhantes, pode sugerir um menor viés de autoseleção na estimação (KOPPENSTEINER, 2014).

As Tabelas 5 e 6 apresentam estatísticas descritivas das escolas da amostra de alunos da 4ª série/5º ano para 2007 e 2011 e da amostra de alunos da 8ª série/9º ano para os anos de 2007 e 2015, respectivamente. O teste t para a igualdade de médias entre tratamento e controle revela algumas diferenças estatisticamente significativas entre ambos os grupos. No entanto, a estatística t é sensível ao tamanho da amostra. Uma forma de contornar esta questão é utilizar a diferença normalizada, como sugerida por Imbens e Wooldridge (2009)

$$\Delta_x = \frac{\bar{X}_0 - \bar{X}_1}{\sqrt{S_0^2 + S_1^2}}$$

onde $d = 0,1$ e $S_d^2 = \sum_{i:D_i=d} (X_i - \bar{X}_d)^2 / (N_d - 1)$ é a variância amostral de X_i na subamostra com tratamento $D_i = d$. A sugestão para uma regra é que a diferença normalizada não exceda $|0,25|$, caso contrário os métodos de regressão linear tendem a ser sensíveis à especificação e existe a indicação de viés de seleção.

Como pode ser observado nas Tabelas 5 e 6 a estatística é pequena para a maioria das variáveis das características das escolas e só excede $|0,25|$ no caso do tamanho das turmas da 8ª série/9º ano e das regiões geográficas. Este resultado já era esperado para as últimas, uma vez que alguns estados adotaram em quase a totalidade de suas instituições o Ensino Fundamental de nove anos até 2007. No entanto, quando são analisadas as tabelas 13 e 14, no anexo, parece existir uma diferença de composição entre os alunos com respeito a idade. Em média, as escolas do grupo de tratamento possuem alunos mais velhos realizando a prova³. Excetuando-se estas variáveis, não existem diferenças significativas entre os grupos de controle e tratamento.

³ É possível que os alunos tenham sido matriculados no primeiro ano aos 7 anos de idade, ao invés dos 6 anos, como estabelecido pela lei. Isso pode ocorrer, por exemplo, devido a falta de informação dos pais ou imigração entre cidades com diferentes sistemas de ensino.

Em geral, as escolas de ambos os grupos possuem características demográficas similares, utilizando como referência os alunos da 4ª série/5º ano ou 8ª série/9º ano. Cerca de 50% dos estudantes se autodeclararam pardos e a maior parcela possuem pais com pouca escolaridade. Esse fator é consistente com as estatísticas brasileiras. Segundo os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2015, 49,3% da população acima de 25 anos não possui instrução ou têm apenas o ensino fundamental incompleto. É importante destacar, ainda, a participação majoritária na educação infantil; mais de 70% dos alunos das amostras afirmaram ter iniciado a educação na creche ou na pré-escola. Com respeito às características das escolas, pode-se observar que, em média, as pertencentes ao grupo de tratamento são maiores e possuem mais professores com ensino superior para a amostra de alunos da 4ª série/5º ano. No entanto, esta diferença desaparece quando é observado as turmas do primeiro ciclo do ensino fundamental. Para as turmas de 8ª série/9º ano ocorre o inverso. As escolas são maiores no grupo de controle e as diferenças persistem para as turmas do segundo ciclo.

Seguindo Koppensteiner (2014), é estimado um modelo de probabilidade linear para inferir quais características observáveis determinam a adoção antecipada da política e se existem diferenças sistemáticas entre as escolas que adotaram o Ensino Fundamental de nove anos em diferentes momentos no tempo. A Tabela 7 apresenta os resultados para ambas as amostras. Como pode ser observado nas colunas 1 e 3, os coeficientes das variáveis são geralmente significativos quanto a atribuição ao tratamento. No entanto, quando são incorporados os controles de estado, verifica-se através das colunas 2 e 4, que um menor número de variáveis tornam-se significativas.

Como pode-se observar através destes resultados, existem evidências para considerar a atribuição aos grupos de tratamento e controle, da amostra da 4ª série/5º ano, aleatórios condicionais as características observáveis, uma vez que as escolas são similares quanto às suas características e composição socioeconômica de seus alunos, enquanto a amostra da 8ª série/9º ano merece mais atenção. A atribuição ao tratamento parece ter probabilidade maior de ser atribuída aos diferentes estágios de implementação da política entre os estados, uma vez alguns destes já possuíam quase a totalidade de seus alunos matriculados no Ensino Fundamental de nove anos antes de 2007, do que as demais variáveis das amostras.

3.3 METODOLOGIA

Tabela 7 - Modelo de probabilidade linear de atribuição ao tratamento – 2007

(continua)

	Alunos 4ª série/5º ano				Alunos 8ª série/9º ano			
	Coef.	Ep	Coef.	Ep	Coef.	Ep	Coef.	Ep
	(1)		(2)		(3)		(4)	
<i>Características dos alunos</i>								
Homem	0,321*	-0,165	0,391*	-0,234	0,135	-0,194	0,229	-0,335
Idade	0,089*	-0,049	-0,230***	-0,076	0,159***	-0,055	-0,194**	-0,091
% alunos pretos	0,851***	-0,214	0,541*	-0,319	0,335	-0,227	0,241	-0,422
% alunos pardos	0,391***	-0,134	0,194	-0,207	0,492***	-0,146	0,336	-0,299
% alunos amarelos	1,897***	-0,425	1,332**	-0,616	5,584***	-0,467	2,701***	-0,802
% alunos indígenas	0,311	-0,356	0,463	-0,494	0,925**	-0,429	0,500	-0,661
% alunos com pré-escola	-1,267***	-0,107	-1,052***	-0,171	-0,928***	-0,111	-0,923***	-0,231
% alunos entraram primeiro ano	-1,149***	-0,147	-0,367	-0,225	-2,186***	-0,161	-0,348	-0,310
% alunos entraram após primeiro ano	0,970***	-0,290	0,666	-0,421	1,130	-1,317	2,365	-1,967
% de repetentes	-0,049	-0,154	-0,386*	-0,234	0,784***	-0,172	0,029	-0,307
% de abandono	-0,420	-0,278	0,117	-0,387	-1,000***	-0,342	0,395	-0,567
<i>Educação mãe</i>								
Completo 4ª série, não completo 8ª série	1,110***	-0,298	-0,006	-0,404	1,473***	-0,326	-0,155	-0,533
Completo 8ª série, não completo o EM	1,137***	-0,323	0,269	-0,451	0,671*	-0,370	0,728	-0,624
Completo EM, não completo a Faculdade	-0,066	-0,369	-0,643	-0,532	-0,974***	-0,343	-1,407**	-0,589
Completo a Faculdade	0,402	-0,381	-1,057*	-0,563	3,024***	-0,462	-1,137	-0,798
Não sabe	0,975***	-0,286	0,130	-0,393	1,203***	-0,401	-0,969	-0,659
<i>Educação pai</i>								
Completo 4ª série, não completo 8ª série	0,056	-0,326	1,085**	-0,468	0,707**	-0,321	0,121	-0,535
Completo 8ª série, não completo o EM	0,023	-0,353	1,124**	-0,500	-0,586	-0,376	1,311**	-0,644
Completo EM, não completo a Faculdade	-0,279	-0,429	0,922	-0,620	-0,563	-0,385	0,225	-0,660
Completo a Faculdade	-0,209	-0,393	0,795	-0,575	-0,974*	-0,569	1,653*	-0,973
Não sabe	0,433	-0,281	0,943**	-0,388	0,455	-0,329	1,143**	-0,541
Indicador Socioeconômico	-1,013***	-0,383	1,058	-0,667	-0,289	-0,452	0,794	-0,974
<i>Características das escolas</i>								
Municipal	-0,0296	-0,042	0,548***	-0,074	0,230***	-0,045	0,904***	-0,087
Urbana	-0,596**	-0,237	0,005	-0,413	-0,293	-0,198	0,190	-0,440
Diretoria	-0,036	-0,053	-0,095	-0,074	0,079	-0,075	0,188	-0,123
Sala de professores	0,141***	-0,046	0,083	-0,064	0,265***	-0,073	0,058	-0,113
Laboratório de informática	-0,264***	-0,042	-0,085	-0,065	-0,357***	-0,040	-0,112	-0,069
Laboratório de ciências	-0,057	-0,081	-0,003	-0,146	-0,019	-0,044	0,046	-0,091
Quadra de esportes	-0,080**	-0,040	-0,119*	-0,062	-0,046	-0,041	-0,026	-0,070
Cozinha	-0,088	-0,078	-0,060	-0,109	-0,136*	-0,081	0,203	-0,132
Parque infantil	0,424***	-0,058	0,442***	-0,098	0,681***	-0,098	0,481**	-0,188
Sanitário fora do prédio	0,184***	-0,071	-0,027	-0,111	0,362***	-0,062	0,015	-0,112
Sanitário dentro do prédio	0,309**	-0,143	-0,009	-0,186	0,311**	-0,149	0,661***	-0,219
Número de salas	-0,012**	-0,006	-0,010	-0,008	-0,019***	-0,005	-0,004	-0,008
Aparelho de televisão	-0,0705	-0,090	0,141	-0,124	-0,095	-0,153	0,117	-0,226

(conclusão)

	Alunos 4ª série/5º ano				Alunos 8ª série/9º ano			
	Coef.	Ep	Coef.	Ep	Coef.	Ep	Coef.	Ep
	(1)		(2)		(3)		(4)	
Videocassete	0,306***	-0,045	0,042	-0,061	0,269***	-0,058	0,032	-0,086
DVD	0,258***	-0,052	0,290***	-0,074	0,148**	-0,061	0,079	-0,097
Retroprojeter	-0,008	-0,040	0,151**	-0,060	0,083*	-0,050	0,190**	-0,081
Impressora	0,215***	-0,062	0,261***	-0,088	0,286***	-0,078	0,194	-0,118
Possui computadores	0,004	-0,062	-0,055	-0,088	-0,039	-0,079	-0,077	-0,118
Número de funcionários	-0,000	-0,001	-0,002	-0,002	0,004***	-0,001	-0,001	-0,001
Número de professores	-0,004***	-0,002	0,004*	-0,002	0,003	-0,002	-0,009**	-0,004
Primeiro Ciclo	-0,031***	-0,004	-0,032***	-0,005	-	-	-	-
Segundo Ciclo	-	-	-	-	-0,012***	-0,003	0,011**	-0,005
Professores ensino superior	0,009***	-0,001	0,002	-0,002	-0,003	-0,002	0,004	-0,004
Primeiro Ciclo	0,022***	-0,004	0,027***	-0,005	-	-	-	-
Segundo Ciclo	-	-	-	-	0,013***	-0,003	-0,003	-0,004
Razão Funcionário Aluno	-0,007*	-0,004	0,002	-0,002	-0,002	-0,004	0,001	-0,004
Número de matrículas	-0,001***	-0,000	0,000	-0,001	-0,002***	-0,000	-0,001	-0,001
Primeiro Ciclo	-0,001	-0,001	-0,002**	-0,001	-	-	-	-
Segundo Ciclo	-	-	-	-	0,003***	-0,001	0,001	-0,001
Número de turmas	0,037***	-0,013	-0,043**	-0,019	0,087***	-0,013	0,067***	-0,020
Primeiro Ciclo	0,124***	-0,022	0,212***	-0,032	-	-	-	-
Segundo Ciclo	-	-	-	-	-0,122***	-0,021	-0,137***	-0,032
4ª série/5º ano	-0,291***	-0,022	-0,297***	-0,031	-	-	-	-
8ª série/9º ano	-	-	-	-	0,050***	-0,018	0,070**	-0,028
Tamanho das turmas	0,011	-0,011	-0,020	-0,016	-0,017	-0,011	0,003	-0,018
Primeiro Ciclo	-0,031***	-0,010	0,020	-0,015	-	-	-	-
Segundo Ciclo	-	-	-	-	-0,022**	-0,010	-0,022	-0,016
4ª série/5º ano	0,010**	-0,004	0,008	-0,006	-	-	-	-
8ª série/9º ano	-	-	-	-	0,007**	-0,003	0,004	-0,005
Constante	-1,342*	-0,697	0,343	-1,086	-2,766***	-0,921	0,282	-1,613
<i>Dummies</i> de Estado	Não		Sim		Não		Sim	
Pseudo R2	0,164		0,572		0,201		0,727	
Observações	6.635				6.718			

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do INEP (2007).

Notas: Erros padrão em parênteses. Nível de significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. As especificações 2 e 4 incluem *dummies* de estado. A variável dependente é um indicador que é igual a um se a escola está no grupo de tratamento e zero se está no grupo de controle.

A mudança na quantidade de anos de educação compulsória, combinada com a forma como a política foi realizada, fornecendo liberdade para que os estados e municípios optassem por quando começar a adotar o novo sistema, criou a fonte de variação exógena para avaliar os efeitos da ampliação da educação formal no desempenho dos alunos da 4ª série/5º ano e 8ª série/9º ano. Assim, é possível utilizar uma estimação por Diferenças em Diferenças isolando escolas que sofreram a intervenção política de escolas que não foram afetadas até 2007.

Mas em geral, as intervenções devem ser tão boas quanto se tivessem sido realizadas de forma aleatória. Para controlar uma possível endogeneidade da intervenção devido à velocidade de implementação entre os estados, esta seção foi dividida em duas etapas. Na primeira é exposta a abordagem de Diferenças em Diferenças, considerado o método de base. Em seguida, é descrita a abordagem de Diferenças em Diferenças com *Propensity Score Matching*, proposta por Heckman, Ichimura e Todd (1997) e Heckman et al. (1998), que possibilita encontrar pares no grupo de controle e tratamento baseados no grau de similaridade da probabilidade estimada de participar do programa, o *propensity score*. Isso permite controlar por possíveis vieses de autosseleção (SMITH; TODD, 2005).

3.3.1 Abordagem de Diferenças em Diferenças sob o arcabouço de resultados potenciais

Para descobrir o efeito de possuir um ano adicional de educação formal nos indicadores acadêmicos, é possível observar um grupo de escolas que recebeu o tratamento e compará-las a outro grupo de escolas que não recebeu a exposição. Mas o ideal é que este grupo de comparação precisa ter características similares ao que recebeu o tratamento. Se não for este o caso, qualquer diferença entre ambos pode ser atribuída ao impacto do programa e a diferenças preexistentes, denominada de viés de seleção (DUFLO; GLENNERSTER; KREMER, 2007).

Na análise de avaliação, o modelo de Roy–Rubin (ROY, 1951; RUBIN, 1974), conhecido como modelo de resultados potenciais, formaliza esta questão. É definido uma variável binária D_i que recebe 1 se a escola i pertence ao grupo de tratamento e 0 caso contrário e uma variável de resultado potencial da instituição i como $Y_i(D_i)$, para cada escola i , onde $i = 1, \dots, N$, com N denotando o número total de escolas. O efeito do tratamento para i pode ser escrito como

$$\theta_i = Y_i(1) - Y_i(0)$$

No entanto, nunca será possível estimar θ_i , pois para cada indivíduo será observado apenas $Y_i(1)$ ou $Y_i(0)$. A solução para este problema é reformular o parâmetro a nível populacional e identificar resultados médios (HECKMAN; VYTLACIL, 2007). Uma abordagem comum é o uso do Efeito Médio do Tratamento (*EMT*), escrito como $EMT = E(Y_i(1) - Y_i(0))$. Este é simplesmente a diferença do resultado esperado, após o tratamento,

entre os grupos de tratado e controle. Outro parâmetro de avaliação para verificar o efeito do programa somente para as escolas tratadas é o chamado Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados (*EMTT*)

$$EMTT = E[(Y_i(1) - Y_i(0)) | D = 1]$$

que representa a diferença entre o valor esperado com e sem tratamento para aqueles que de fato participaram da intervenção. Como $E[Y(0)|D = 1]$ não pode ser observado, é preciso encontrar um substituto para estimar o *EMTT*. Uma opção é obter o resultado médio das escolas que não participaram do tratamento, $E[Y(0)|D = 0]$. Mas em um contexto onde as instituições não foram atribuídos de forma aleatória a intervenção, os componentes que determinam a entrada no tratamento, como melhores estruturas educacionais, tendem a determinar também os resultados de interesse. Esse fator leva a um viés de seleção, uma vez que os resultados dos grupos de controle e tratamento podem diferir mesmo na ausência do programa. Este problema pode ser expressado como

$$E[Y(1)|D = 1] - E[Y(0)|D = 0] = \theta_{EMTT} + E[Y(0)|D = 1] - E[Y(0)|D = 0]$$

onde $E[Y(0)|D = 1] - E[Y(0)|D = 0]$ representa o viés de seleção. Somente quando esta expressão for igual a zero, o verdadeiro parâmetro θ_{EMTT} será identificado.

A abordagem de Diferenças em Diferenças (DD) possibilita a estimação dos resultados considerando o período antes e depois da intervenção. Para utilizar o estimador de DD a identificação requer que a tendência nos resultados das escolas atribuídas ao grupo de controle e ao de tratamento não sejam sistematicamente diferentes na ausência da intervenção. Uma segunda hipótese é que a composição dos grupos de tratamento e controle não se altere de forma significativa nos dois períodos de tempo analisados (ABADIE, 2005). Sob a falha destas condições, o estimador de Diferenças em Diferenças estará captando efeitos de mudanças que serão atribuídas de forma inconsistente ao tratamento. Formalmente, sob as hipóteses de identificação, o estimador de Diferenças em Diferenças pode ser expressado como

$$\beta_{DD} = E([Y|D = 1, t = 1] - E[Y|D = 0, t = 1]) - (E[Y|D = 1, t = 0] - E[Y|D = 0, t = 0])$$

onde $D = 1$ indica escolas tratadas, o termo t representa o período da análise e Y é o desempenho médio potencial das escolas. A diferença média populacional ao longo do tempo no grupo de controle é subtraída da diferença média populacional ao longo do tempo do grupo de tratamento, removendo o viés que pode ser associado a uma tendência comum no tempo, não relacionada a intervenção (IMBENS; WOOLDRIDGE, 2009). Em uma estrutura de regressão, o estimador de Diferenças em Diferenças pode ser implementado utilizando a equação

$$Y_{it} = \alpha + d_t + d_s + \delta E_{it} + \mu X_{it} + \rho Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde Y_{it} é o desempenho da escola i no tempo t , d_t é uma variável binária de tempo que captura a tendência comum entre os grupos de controle e tratamento e d_s é uma variável binária que capta o efeito específico do estado de localização. E_{it} é uma variável de interação que contém informações do status de tratamento das escolas que varia ao longo do tempo e δ é o coeficiente de interesse que capta o efeito do tratamento sobre o desempenho. X_{it} representa um vetor de variáveis que controla para as características médias dos alunos e Z_{it} é um conjunto de características das escolas. ε_{it} representa o termo de erro. Todos os modelos são estimados usando erros padrão clusterizados a nível do município. Os resultados de escolas de um mesmo município tendem a estar correlacionados através do efeito não observado do *cluster* (agrupamento), uma vez que as escolas compartilham as políticas educacionais (BERTRAND; DUFLO; MULLAINATHAN, 2004). O efeito fixo de estado permite controlar por diferenças de políticas educacionais entre os estados, enquanto a inclusão do efeito fixo de tempo possibilita controlar por tendências ao longo do tempo no exame da Prova Brasil. As escolas podem ter interesse em melhorar o seu desempenho, uma vez que o SAEB foi se tornando uma avaliação *high stakes* nesse período¹.

A hipótese de tendência comum pode ser violada se a seleção ao tratamento for baseada em tendências das características das escolas que diferem entre tratamento e controle. Infelizmente não existem observações do desempenho médio dos alunos em cada escola antes de 2007 para testar diretamente a suposição, e este fator pode ser uma limitação dos resultados. No entanto, uma forma possível de contornar problemas de viés de seleção é combinar métodos de avaliação. Esta é uma maneira de melhorar o desempenho dos estimadores, eliminando vieses remanescentes e melhorando a precisão (CALIENDO; KOPEINIG, 2008). Com esse

¹ Para uma discussão sobre a trajetória do SAEB e como ele se tornou testes *high stakes*, veja Pestana (2016).

objetivo, a próxima subseção procura apresentar a combinação da abordagem de *Propensity Score Matching* com Diferenças em Diferenças.

3.3.2 Combinando abordagens: *Propensity Score Matching* e Diferenças em Diferenças

Segundo Smith e Todd (2005), o método de Diferenças em Diferenças condicional, ou estimador de Diferenças em Diferenças com *Propensity Score Matching*, é uma estratégia que relaxa a hipótese de seleção em observáveis permitindo diferenças não observáveis, mas que são invariantes no tempo nos resultados de tratados e controles. Este tipo de estimador é análogo ao tradicional Diferenças em Diferenças, mas não impõe restrições de forma funcional linear na estimativa da expectativa condicional da variável de resultado. Além disso, as observações são ponderadas de acordo com a função utilizada pelo estimador de *Matching* escolhido.

O estimador de Diferenças em Diferenças com *Propensity Score Matching* é baseado no pressuposto de identificação atribuído a existência de tendências comuns

$$H1. E[Y_t(0) - Y_{t'}(0) | P(X), D = 1] = E[Y_t(0) - Y_{t'}(0) | P(X), D = 0]$$

onde t é o período após tratamento e t' é o período pré-tratamento. Outro pressuposto requerido é a condição de suporte comum ou a condição de sobreposição que permite a comparabilidade entre os grupos de tratamento e controle

$$H2. 0 < p(D = 1 | X) < 1$$

Segundo a hipótese de suporte comum, não existe valor do vetor X para o qual se possa dizer, com certeza, a que grupo (tratado ou controle) a escola pertence.

Sob H1 e H2, o estimador de Diferenças em Diferenças com *Propensity Score Matching* pode ser escrito como

$$\hat{\beta}_{DDM} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_P} \{ (Y_{1ti} - Y_{1t'i}) - \sum_{i \in I_0 \cap S_P} W(i, j) (Y_{1ti} - Y_{1t'i}) \}$$

onde os pesos $W(i, j)$ são dados pelo estimador de *matching kernel*. I_1 e I_0 denotam os conjuntos de dados dos grupos de tratamento e de controle em cada período de tempo.

O estimador de *matching kernel* pode ser descrito como

$$\hat{\alpha}_{KM} = \frac{1}{n_1} = \sum_{i \in I_1} \left\{ Y_{1i} - \frac{\sum_{j \in I_0} Y_{0j} G\left(\frac{P_j - P_i}{a_n}\right)}{G\left(\frac{P_k - P_i}{a_n}\right)} \right\}$$

onde $G(\cdot)$ é uma função *kernel* e a_n é o parâmetro de largura da banda. A função de ponderação, $W(i, j)$, é igual a $G\left(\frac{P_j - P_i}{a_n}\right) / \sum_{k \in I_0} G\left(\frac{P_k - P_i}{a_n}\right)$ onde a vizinhança do conjunto dos valores do *propensity score*, $C(P_i)$, depende da função *kernel* escolhida para a análise.

Ademais, este método é utilizado como um teste de sensibilidade para os resultados. Com esse objetivo, também é estimado o efeito da política excluindo da amostra os estados brasileiros que possuíam mais de 70% das matrículas no Ensino Fundamental de nove anos antes de 2007. Ao anteciparem a política, as escolas podem ter curvas de aprendizagem e o efeito pode ser diferente para o restante do país. A fim de avaliar possíveis efeitos heterogêneos ao longo da distribuição dos testes de desempenho, é estimada a equação (1) através da abordagem de Diferenças em Diferenças Quantílica (MEYER; VISCUSI; DURBIN, 1995; ATHEY; IMBENS, 2006) e para subpopulações de status socioeconômicos distintos.

A abordagem de Diferenças em Diferenças Quantílica reduz a importância de *outliers* na regressão e possui suposições da forma funcional que permitem examinar as características da distribuição que vão além da média. A intuição básica do modelo é analisar as diferenças, ao longo do tempo, entre os grupos de controle e tratamento no τ -ésimo quantil da distribuição condicional do desempenho dos alunos (ATHEY; IMBENS, 2006). O próximo capítulo busca apresentar os resultados estimados através destas diferentes abordagens metodológicas.

4 RESULTADOS

Este capítulo é destinado a analisar os resultados do modelo proposto. No primeiro momento são apresentados os efeitos de curto prazo avaliando o impacto da introdução de um ano a mais de escolaridade obrigatória no desempenho dos alunos da 4ª série/5º ano. Em seguida, na seção 5.2, é estimado o efeito de médio prazo através de uma amostra de alunos da 8ª série/9º ano. O capítulo é concluído quando são observados os possíveis efeitos heterogêneos ao longo da distribuição do desempenho nos testes de Português e Matemática, no curto e no médio prazo.

4.1 EFEITOS ESTIMADOS DE CURTO PRAZO

Um ano adicional de educação formal tem efeitos significativos e positivos no desempenho médio dos alunos do quinto ano. Os resultados estimados pela abordagem de Diferenças em Diferenças, controlando pelas características dos alunos, das escolas, por efeitos fixos de tempo e de estado, são apresentados na Tabela 8. As escolas do grupo de tratamento possuem ganhos maiores e significativos em termos de pontuação do que as escolas do grupo de controle no período analisado. Essa diferença pode ser verificada através dos coeficientes da variável ‘efeito do tratamento’ que demonstram acréscimos de aproximadamente 2,86 pontos nos testes de Matemática, o que é equivalente a 0,11 desvios padrão. Em Português, as escolas que anteciparam o Ensino Fundamental de nove anos tiveram ganhos de 1,51 pontos, equivalente a 0,06 desvios padrão. Estes resultados confirmam a hipótese de que um ano a mais de educação, associado a entrada antecipada das crianças no sistema de ensino, possui efeitos positivos e significativos sobre o desempenho escolar dos alunos.

No Brasil, Chacón e Peña (2015) e Martins e Carnoy (2015) já haviam avaliado o efeito do Ensino Fundamental de nove anos para uma amostra de alunos da 4ª série/5º ano. Os valores estimados por esta dissertação são similares aos encontrados por Chacón e Peña (2015), que reportaram resultados que variaram entre 0,05 e 0,12 desvios padrão, mas apresentam menor magnitude quando comparado aos de Martins e Carnoy (2015), que encontraram acréscimos de 0,22 desvios padrão em Matemática e 0,26 desvios padrão em Português. Esta discrepância dos resultados pode ser explicada pela diferença de especificação do modelo e a variedade de controles utilizados. Mas indica que os coeficientes reportados por estes autores estão viesados para cima, acabando por sobrestimarem o real efeito da política.

Tabela 8 - Efeitos estimados do tratamento para alunos da 4ª série/5º ano

	Matemática		Português	
	Coef.	Ep	Coef.	Ep
2011	8,528***	(0,656)	7,775***	(0,532)
Tratamento	1,548**	(0,697)	2,167***	(0,546)
Efeito do Tratamento	2,856***	(0,714)	1,508***	(0,393)
Homem	2,457**	(1,003)	-4,170***	(0,818)
Idade	2,483***	(0,575)	2,143***	(0,465)
% alunos pretos	-26,130***	(2,075)	-20,920***	(1,869)
% alunos pardos	-6,818***	(1,369)	-5,010***	(1,157)
% alunos amarelos	-18,280***	(2,889)	-15,370***	(2,474)
% alunos indígenas	-13,590***	(2,516)	-5,010**	(2,231)
% alunos com pré-escola	1,668	(1,260)	0,121	(1,019)
% alunos entraram primeiro ano	-6,126***	(1,479)	-5,520***	(1,241)
% alunos entraram após primeiro ano	-23,270***	(2,224)	-19,610***	(2,000)
% de repetentes	-16,220***	(1,460)	-16,040***	(1,137)
% de abandono	-38,200***	(1,848)	-34,950***	(1,622)
Indicador Socioeconômico	91,050***	(3,596)	91,050***	(2,949)
Educação da Mãe				
Completo a 4ª série, não completou a 8ª série	3,125*	(1,756)	3,992***	(1,468)
Completo a 8ª série, mas não completou o EM	0,684	(1,818)	1,967	(1,578)
Completo o EM, não completou a Faculdade	26,220***	(1,985)	27,830***	(1,759)
Completo a Faculdade	9,920***	(2,459)	11,450***	(2,074)
Não sabe	3,955**	(1,618)	6,206***	(1,329)
Educação do Pai				
Completo a 4ª série, não completou a 8ª série	11,790***	(1,906)	10,540***	(1,569)
Completo a 8ª série, mas não completou o EM	-6,115***	(2,192)	-3,903**	(1,782)
Completo o EM, não completou a Faculdade	17,330***	(2,391)	20,670***	(1,976)
Completo a Faculdade	-5,843**	(2,518)	0,052	(1,996)
Não sabe	4,778***	(1,598)	6,182***	(1,338)
Constante	129,300***	(7,052)	113,600***	(5,831)
<i>Dummies</i> de UF	Sim		Sim	
<i>Dummies</i> de Ano	Sim		Sim	
Controles de Escola	Sim		Sim	
Observações	33.172		33.172	
R2	0,655		0,717	

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do INEP (2007, 2009, 2011, 2013, 2015).

Notas: Erros padrão robustos clusterizados ao nível do município em parênteses. Nível de significância:

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

As magnitudes encontradas também são comparáveis a outros insumos escolares que impactam de forma positiva o desempenho dos alunos, demonstrando que a política foi uma ação eficaz quanto a proposta de melhorar o ensino. Por exemplo, ainda no contexto de aumento de permanência dos alunos na sala de aula, Bellei (2009) encontrou para o Chile, que o aumento

de horas-aula proporcionou acréscimos de 0,05-0,07 desvios padrão no teste de Leitura, enquanto em Matemática o efeito variou entre 0,00-0,12 desvios padrão. Para a interação professor-aluno, outra variável que a literatura reconhece como determinante do desempenho escolar, também são encontrados efeitos similares. Rockoff (2004) estima que o aumento de um desvio padrão da qualidade do professor aumenta aproximadamente 0,10 desvios padrão no desempenho em testes de Leitura e Matemática. Posto isto, os resultados encontrados reforçam os anteriores em demonstrar que, políticas que buscam aumentar o tempo de educação, contribuem para melhorar o desempenho dos alunos nos testes.

No entanto, as características do *background* familiar tem um papel importante para determinar os resultados acadêmicos e os efeitos podem ser distintos entre os alunos (BLAU, 1999; COLEMAN et al., 1966). Com o propósito de examinar a extensão em que um ano adicional de educação formal impacta crianças dependendo do ambiente familiar, a Tabela 9 apresenta as estimativas de Diferenças em Diferenças utilizando o modelo (1) para três níveis de status socioeconômico (baixo, médio e alto). Para a construção de cada subamostra foi utilizado o Inse (Indicador Socioeconômico) construído pelo INEP, que indica o status socioeconômico de cada escola com base nas informações, de bens no domicílio e educação dos pais, reportadas pelos estudantes na Prova Brasil¹.

Quando é observado cada amostra da distribuição separadamente, são encontrados efeitos positivos e significativos somente para as escolas com status socioeconômico médio e alto em ambos os testes de desempenho. Escolas cujos alunos, em média, possuem *background* familiar desfavorável são as que menos se beneficiaram com a adição de um ano na escolaridade. Em geral, pais com baixa educação estão relacionados a crianças com resultados educacionais baixos, possivelmente devido a baixos investimentos anteriores (MEGHIR; PALME, 2005) ou associado a qualidade da escola (DEARDEN; FERRI; MEGHIR, 2002).

Em média, as instituições que possuem alunos de ambientes familiares favorecidos são as que mais se beneficiaram com o ano adicional com ganhos de 0,27 e 0,21 desvios padrão em Matemática e Português, respectivamente. Enquanto as escolas localizadas na média dos status socioeconômicos tiveram efeitos de menor magnitude, mas ainda significativos, correspondendo a 0,14 desvios padrão em Matemática e 0,09 em Português. É importante notar como a política tem efeito de aumentar a lacuna entre os estudantes de diferentes ambientes socioeconômicos no curto prazo, servindo como um sinal para os gestores de políticas públicas

¹ Para mais informações sobre o indicador veja a nota técnica, disponível em: <http://download.inep.gov.br/informacoes_estatisticas/indicadores_educacionais/2011_2013/nivel_socioeconomico/nota_tecnica_indicador_nivel_socioeconomico.pdf>. Acesso em: 12 nov. 2016

que o aumento de escolaridade deve ser tomado de forma combinada a outras ações, como o monitoramento de escolas em localidades mais vulneráveis.

Tabela 9 - Efeitos estimados do tratamento para alunos da 4ª série/5º ano, segundo o status socioeconômico da escola

	Matemática			Português		
	SES baixa	SES média	SES alta	SES baixa	SES média	SES alta
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
2011	10,130*** (0,791)	12,250*** (0,743)	14,050*** (0,803)	10,430*** (0,637)	12,160*** (0,642)	12,370*** (0,681)
Tratamento	1,740* (0,891)	1,349* (0,752)	1,696 (1,894)	2,387*** (0,772)	1,749*** (0,657)	2,290* (1,371)
Efeito do Tratamento	0,562 (0,694)	2,752*** (0,707)	6,069*** (1,415)	0,147 (0,572)	1,787*** (0,598)	4,336*** (0,710)
Homem	1,766 (1,557)	3,334** (1,484)	7,847*** (1,549)	-3,031** (1,280)	-3,106** (1,303)	-1,676 (1,276)
Idade	0,198 (0,618)	-1,077 (0,663)	5,058*** (1,345)	0,273 (0,524)	-0,976* (0,570)	3,121*** (1,082)
% alunos pretos	-2,763 (2,551)	-23,830*** (2,619)	-61,550*** (3,439)	0,0224 (2,200)	-18,770*** (2,263)	-54,180*** (3,031)
% alunos pardos	5,809*** (1,709)	-4,069** (1,818)	-22,810*** (2,247)	6,436*** (1,443)	-2,543* (1,476)	-20,820*** (1,901)
% alunos amarelos	1,319 (4,332)	-14,320*** (4,105)	-30,060*** (4,955)	2,394 (3,547)	-11,710*** (3,685)	-27,300*** (4,218)
% alunos indígenas	0,105 (4,216)	-7,238* (3,874)	-22,290*** (4,751)	6,823* (3,676)	-0,088 (3,312)	-10,780** (4,190)
% alunos com pré-escola	1,411 (1,522)	0,524 (1,561)	-3,948 (2,424)	-0,572 (1,292)	-0,184 (1,306)	-6,382*** (2,035)
% alunos entraram primeiro ano	-2,032 (1,895)	-9,275*** (2,143)	-28,740*** (3,179)	-3,536** (1,581)	-7,896*** (1,776)	-27,510*** (2,980)
% alunos entraram após primeiro ano	-14,890*** (2,981)	-24,020*** (3,075)	-38,240*** (6,262)	-15,620*** (2,609)	-20,080*** (2,546)	-30,940*** (6,136)
% de repetentes	-12,130*** (1,698)	-12,740*** (1,810)	-34,360*** (2,390)	-13,840*** (1,474)	-14,230*** (1,559)	-31,760*** (2,133)
% de abandono	-29,830*** (2,330)	-38,180*** (2,439)	-61,280*** (4,049)	-27,440*** (1,966)	-34,800*** (2,213)	-58,490*** (3,640)
Constante	184,700*** (7,741)	212,000*** (8,254)	167,700*** (13,820)	166,300*** (6,834)	191,600*** (6,769)	175,30*** (11,990)
<i>Dummies</i> de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummies</i> de Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle de Escola	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	9.149	10.943	13.080	9.149	10.943	13.080
R2	0,413	0,513	0,570	0,533	0,600	0,636

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do INEP (2007, 2009, 2011, 2013, 2015).

Notas: Erros padrão robustos clusterizados ao nível do município em parênteses. Nível de significância:

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Como sugerido na seção 3.2, para cada subamostra foi calculada a diferença normalizada, $\Delta_x = (\bar{X}_0 - \bar{X}_1) / \sqrt{S_0^2 + S_1^2}$, onde $d = 0,1$ e $S_d^2 = \sum_{i:D_i=d} (X_i - \bar{X}_d)^2 / (N_d - 1)$ é a variância amostral de X_i na subamostra com tratamento $D_i = d$. Em nenhuma das amostras a diferença normalizada excedeu |0,25|.

Estes resultados, no entanto, são díspares aos encontrados por Martins e Carnoy (2015).

Os autores reportam efeitos positivos e significativos relacionados ao Ensino Fundamental de

nove anos para o desempenho das escolas de tratamento que atendem estudantes cujas famílias, em média, estavam nos dois quintis inferiores do status socioeconômico, com ganhos de 0,25 desvio padrão em Matemática e Português. As escolas de tratamento que atendem estudantes cujas famílias eram, em média, do quintil mais alto do status socioeconômico tiveram ganhos maiores, mas próximos às escolas cujos alunos pertenciam às famílias dos dois quintis mais baixos. Portanto, os autores além de sobrestimarem os efeitos da política, podem ter subestimado a diferença dos efeitos entre as subpopulações.

Os resultados desta dissertação, por outro lado, possuem similaridades com os estimados por Pinto, Santos e Guimarães (2016). Os autores encontraram que a frequência a educação infantil no Brasil possui efeito negativo para crianças que possuem mães sem educação formal, mas aumentam gradualmente com o nível da educação materna. Possíveis explicações encontradas pelos autores envolvem uma complementaridade entre a educação materna e os serviços prestados pelas escolas de educação infantil ou a qualidade inferior dos centros frequentados por crianças cujas mães possuem baixa escolaridade. O trabalho destes autores em consonância com os resultados encontrados por esta dissertação sugerem que a associação entre o aumento do período na educação e o efeito no desempenho dos alunos, segundo o status socioeconômico, contribuem para aumentar a lacuna existente entre as diferentes subpopulações. Tomado sem a melhoria da qualidade da instituição de ensino, aumentar um ano não é eficaz para melhorar o desempenho de alunos com status socioeconômico baixo.

Ademais, entender o porquê dos estudantes de status socioeconômico baixo terem ganhos menores nos primeiros anos de escolaridade é importante para conhecer a fonte das divergências que podem ser trabalhadas através de políticas públicas. Segundo, Noble et al., (2015), o *background* familiar está ligado à função neurocognitiva das crianças em vários domínios, incluindo linguagem, autorregulação, memória e processamento socioemocional. Essas relações são mais proeminentes nas regiões que apoiam, por exemplo, a linguagem e a leitura, sugerindo que a renda se relaciona mais fortemente com a estrutura cerebral entre as crianças mais desfavorecidas. Além disso, níveis mais elevados de renda permanente estão associados a pais com mais anos de estudo, engajados, melhores escolas e pares. Todos estes são fatores que afetam o desenvolvimento infantil (HECKMAN; MOSSO, 2014) e podem explicar o baixo impacto de aumentar um ano de educação formal para estes estudantes.

Além disso, enquanto nos países desenvolvidos a qualidade das intervenções eram altas (ELANGO et al., 2015), no Brasil, as escolas localizadas em ambientes de baixa renda, em geral, possuem infraestruturas e qualidade docentes inferiores (SÁTYRO; SOARES, 2007). Com um sistema desigual em termos de qualidade da instituição, os resultados ruins tendem a

ser persistentes. Para Chudgar e Luschei (2009) os recursos direcionados aos estudantes de baixa renda em regiões desiguais possuem alto rendimento. Como instrumentos de política pública, as escolas podem estreitar as lacunas entre os diferentes status socioeconômicos, mas os esforços dos governos devem ser direcionados ao aumento da qualidade e infraestrutura dessas escolas. Com o intuito de verificar a consistência das estimativas, na subseção 4.1.1, são realizados testes de sensibilidade.

4.1.1 Análise de Sensibilidade

Com o objetivo de confirmar se os efeitos positivos no desempenho dos alunos no curto prazo são de fato oriundos do aumento de um ano de educação, são realizados testes de sensibilidade. Estes consistem em estimar o modelo (1) para uma subpopulação e método econométrico distinto, conforme realizado por Meghir e Palme (2005). Se os efeitos reportados forem consistentes em termos de significância e padrão dos coeficientes, pode-se afirmar que os resultados são robustos às especificações. À luz das estimativas reportadas anteriormente, espera-se que os resultados estimados para ambas especificações sejam similares aos resultados encontrados na seção anterior.

Uma vez que Goiás, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Rio Grande do Norte possuíam mais de 70% dos seus alunos matriculados no Ensino Fundamental de nove anos antes de 2007 e poderiam existir curvas de aprendizagem, onde as escolas já estariam adaptadas ao novo currículo, é estimada a regressão (1) excluindo estes estados da amostra. As colunas 1 e 3 da Tabela 10 reportam os coeficientes da regressão e, em geral, apontam que as escolas tratadas obtiveram desempenho superior as escolas do grupo de controle. Ao comparar as estimativas desse exercício com as que foram apresentadas na Tabela 8, nota-se que os efeitos têm a mesma direção, mas possuem menores magnitudes. As escolas que implementaram a política no período em que a lei entrou em vigor, tiveram ganhos nas pontuações de Matemática e Português de 1,95 e 1,43, respectivamente. Em termos de desvio padrão, estes ganhos são refletidos em acréscimos de 0,08 desvios padrão em Matemática e 0,06 desvios padrão em Português. É possível assumir que os efeitos são menores devido à complexidade da implementação da política. Com a introdução do Ensino Fundamental de nove anos, as escolas tiveram que reestruturar o currículo escolar e aumentar a oferta de vagas no ensino regular para acomodar a entrada dos novos alunos e, portanto, precisaram de um período para adaptação e

Tabela 10 - Análises de sensibilidade dos efeitos estimados do tratamento para alunos da 4ª série/5º ano

	Matemática				Português			
	Sem Goiás, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Rio Grande do Norte		Diferenças em Diferenças com Propensity Score Matching		Sem Goiás, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Rio Grande do Norte		Diferenças em Diferenças com Propensity Score Matching	
	Coef. (1)	Ep	Coef. (2)	Ep	Coef. (3)	Ep	Coef. (4)	Ep
2011	8,373***	(0,561)	7,918***	(0,685)	7,500***	(0,466)	7,068***	(0,562)
Tratamento	1,797***	(0,690)	1,249*	(0,712)	2,233***	(0,550)	1,887***	(0,565)
Efeito do Tratamento	1,948***	(0,537)	3,180***	(0,738)	1,425***	(0,450)	1,933***	(0,456)
Homem	2,350**	(1,181)	3,301***	(1,069)	-4,080***	(0,976)	-2,877***	(0,910)
Idade	1,968***	(0,638)	1,383**	(0,627)	1,762***	(0,513)	1,404***	(0,519)
% alunos pretos	-19,900***	(2,528)	-24,440***	(2,079)	-15,110***	(2,109)	-19,610***	(1,874)
% alunos pardos	-4,028**	(1,784)	-5,184***	(1,366)	-2,383	(1,480)	-3,848***	(1,160)
% alunos amarelos	-9,986***	(3,084)	-12,420***	(3,081)	-9,403***	(2,601)	-12,820***	(2,704)
% alunos indígenas	-11,490***	(3,031)	-12,920***	(2,869)	-3,675	(2,667)	-4,225*	(2,411)
% alunos com pré-escola	0,117	(1,377)	3,214**	(1,273)	-1,214	(1,163)	1,493	(1,035)
% alunos entraram primeiro ano	-3,516**	(1,651)	-5,374***	(1,626)	-3,682***	(1,337)	-5,431***	(1,325)
% alunos entraram após primeiro ano	-20,340***	(2,258)	-21,490***	(2,322)	-17,840***	(1,892)	-19,170***	(2,119)
% de repetentes	-13,880***	(1,541)	-16,110***	(1,505)	-14,100***	(1,289)	-16,090***	(1,232)
% de abandono	-35,930***	(2,148)	-36,560***	(2,001)	-32,320***	(1,856)	-33,480***	(1,794)
Indicador Socioeconômico	88,340***	(4,098)	89,540***	(3,783)	87,580***	(3,403)	89,420***	(3,153)
Educação da Mãe								
Completo a 4ª série, não completou a 8ª série	2,094	(1,895)	2,847	(1,850)	3,849**	(1,566)	4,217***	(1,610)
Completo a 8ª série, mas não completou o EM	0,279	(2,086)	0,629	(2,004)	2,149	(1,826)	2,788	(1,808)
Completo o EM, não completou a Faculdade	25,220***	(2,265)	23,890***	(2,269)	26,710***	(1,968)	26,710***	(1,956)
Completo a Faculdade	8,349***	(2,840)	9,451***	(2,539)	10,780***	(2,356)	11,810***	(2,212)
Não sabe	3,424*	(1,827)	3,536**	(1,745)	6,144***	(1,505)	7,087***	(1,487)
Educação do Pai								
Completo a 4ª série, não completou a 8ª série	8,932***	(2,109)	9,490***	(2,155)	8,579***	(1,778)	7,544***	(1,815)
Completo a 8ª série, mas não completou o EM	-7,326***	(2,444)	-5,460**	(2,359)	-4,223**	(2,033)	-4,042**	(1,961)
Completo o EM, não completou a Faculdade	15,330***	(2,864)	16,830***	(2,596)	19,500***	(2,332)	19,360***	(2,095)
Completo a Faculdade	-7,555***	(2,842)	-6,679**	(2,801)	-0,785	(2,274)	-0,142	(2,262)
Não sabe	3,939**	(1,796)	4,696***	(1,717)	5,257***	(1,507)	5,123***	(1,471)
Constante	134,500***	(8,040)	142,500***	(7,628)	116,500***	(6,627)	121,900***	(6,362)
Dummies de UF	Sim		Sim		Sim		Sim	
Dummies de Ano	Sim		Sim		Sim		Sim	
Controles de Escola	Sim		Sim		Sim		Sim	
Observações	24.143		33.147		24.143		33.144	
R2	0,638		0,652		0,701		0,715	

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do INEP (2007, 2009, 2011, 2013, 2015).

Notas: Erros padrão robustos clusterizados ao nível do município em parênteses. Nível de significância:

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. As variáveis utilizadas para o pareamento no modelo de Diferença em Diferença com *Propensity Score Matching* foram: idade, idade², proporção de alunos homens, alunos pretos, alunos pardos, alunos amarelos, alunos indígenas, alunos com pré-escola, alunos que entraram no primeiro ano, alunos que entraram após o primeiro ano, proporção de repetentes e de abandono. Escola municipal, que possui sala de professor, quadra de esportes, parque infantil, equip. de tv, videocassete, dvd, impressora, número de professores totais e do primeiro ciclo, professores com ensino superior no primeiro ciclo, número de matrículas totais, turmas totais, de segundo ciclo e quinto ano, tamanho de todas as turmas e de primeiro ciclo.

aprendizagem, que as escolas que aderiram ao novo sistema de forma antecipada haviam conquistado ao longo do tempo.

Além disso, como o trabalho dispõe de um conjunto de dados amplo sobre características das escolas e dos alunos, que permite corrigir para eventuais desequilíbrios do grupo de tratamento e controle, é utilizado o método de Diferença em Diferença com *Propensity Score Matching*, descrito na subseção 3.3.2. Nas colunas 2 e 4 da Tabela 10 podem ser observadas as estimações através da abordagem. Como os resultados observados anteriormente, os efeitos são positivos, com acréscimos na pontuação dos testes de 3,18 em Matemática e 1,93 em Português, correspondendo a 0,13 e 0,08 de um desvio padrão, respectivamente. Desse modo, os resultados das diferentes estimações para o teste de sensibilidade reforçam os achados da seção anterior e trazem elementos na direção de que o Ensino Fundamental de nove anos atuou de modo a melhorar o desempenho dos alunos em Português e Matemática no curto prazo. Este fator se caracteriza pela coerência do padrão de comportamento dos coeficientes das regressões estimadas através das diferentes abordagens. O resultado confirma a contribuição de um ano a mais de escolaridade para aumentar o desempenho dos alunos nos testes.

4.2 EFEITOS ESTIMADOS DE MÉDIO PRAZO

Os resultados de médio prazo da política de ampliação do Ensino Fundamental são demonstrados nesta seção. Como observado na subseção 3.2, a amostra de escolas com alunos da 8ª série/9º ano parece não estar equilibrada em termos de características das escolas, pois pode ter sofrido efeito de composição ao longo do tempo. Este fator é observado pelo fato das escolas tratadas terem, em média, alunos mais velhos em 2015. Por este motivo, o modelo (1) foi estimado pelo método de Diferenças em Diferenças controlando por uma série de variáveis e pelo método de Diferenças em Diferenças com *Propensity Score Matching*. Uma vez que são comparados resultados de dois métodos distintos, se os efeitos reportados forem consistentes em termos de significância e padrão dos coeficientes, pode-se afirmar que os resultados são robustos as especificações.

A Tabela 11 apresenta as estimativas e como pode ser observado, através dos coeficientes da variável ‘efeito do tratamento’, estes são sensíveis a especificação do modelo. Nas colunas 1 e 3 são apresentados impactos significativos quando as estimações são realizadas pela abordagem de Diferenças em Diferenças, controlando pelas característica dos alunos, da escola e por efeitos fixos de tempo e estado. O resultado aponta para ganhos maiores, no período analisado, em termos de desempenho nos testes de Português e Matemática para as escolas do

grupo de controle. No entanto, as colunas 2 e 4 apresentam coeficientes não significativos estimados através da abordagem de Diferenças em Diferenças com *Propensity Score Matching*, para os testes de Português e Matemática. Uma vez que esta abordagem é mais robusta quanto às especificações da amostra dos alunos da 8ª série/9º ano, ela será tomada como base para a interpretação dos resultados no médio prazo. Desse modo, não foram encontradas evidências indicando que o efeito da política foi persistente ao longo do Ensino Fundamental, através das estimações e variáveis disponíveis para a análise². As escolas do grupo de tratamento possuem, em média, menores ganhos na pontuação dos testes quando comparadas às escolas do grupo de controle no período analisado; mas a diferença não é significativa em termos estatísticos.

Não surpreendente, os resultados estão em conformidade com trabalhos encontrados na literatura internacional, principalmente os que examinam intervenções iniciais (DEMING, 2009; ZHAI; BROOKS-GUNN; WALDFOGEL, 2014; CURRIE; THOMAS, 1995) Currie e Thomas (1995) encontraram ganhos de curto prazo significativos na pontuação do *Peabody Picture Vocabulary Test* (PPVT) para ambas crianças negras e brancas que frequentaram o programa americano *Head Start*. No entanto, os efeitos para as crianças negras são mitigados ao longo do tempo. Deming (2009) fornece evidências sobre os benefícios a médio prazo do *Head Start* e encontra que os ganhos na pontuação de testes de 0,15 desvios padrão aos 5 e 6 anos desaparecem a menos da metade dessa quantidade nas idades entre 11 a 14 anos. O desvanecimento é particularmente forte para crianças negras e crianças muito desfavorecidas. Como Currie (2001) ressalta, esse efeito pode estar associado ao fato de que estes estudantes frequentam escolas de qualidade inferiores às de outras crianças negras, enquanto o mesmo não acontece com as crianças brancas ou de famílias mais preocupadas com a educação de seus filhos.

No Brasil, não existem trabalhos avaliando a persistência dos efeitos do Ensino Fundamental de nove anos durante o ciclo escolar ou associados ao acréscimo de um ano a mais de escolaridade. Por este motivo, a dissertação contribui para a discussão sobre políticas públicas educacionais que procuram melhorar o desempenho acadêmico dos estudantes brasileiros. Como observado através dos resultados estimados, as evidências sugerem que o Ensino Fundamental de nove anos não foi eficaz em melhorar o desempenho dos alunos de forma permanente. Segundo Heckman (2000), investimentos altos tomados na primeira

² Podem existir variáveis associadas a persistência do efeito como, por exemplo, a gestão escolar, existência de violência e indisciplina nas salas de aula, altas taxas de gravidez na adolescência, que poderiam influenciar os valores estimados e não foram consideradas na análise.

Tabela 11 - Efeitos estimados do tratamento para alunos da 8ª série/9º ano

	Matemática				Português			
	Diferenças em Diferenças		Diferenças em Diferenças com Propensity Score Matching		Diferenças em Diferenças		Diferenças em Diferenças com Propensity Score Matching	
	Coef.	Ep	Coef.	Ep	Coef.	Ep	Coef.	Ep
	(1)	(2)	(3)	(4)	(3)	(4)	(3)	(4)
2015	9,560***	(0,887)	8,812***	(1,007)	19,010***	(0,775)	18,810***	(0,935)
Tratamento	2,468***	(0,846)	2,512***	(0,874)	2,657***	(0,782)	2,523***	(0,836)
Efeito do Tratamento	-1,301***	(0,447)	-0,717	(0,487)	-0,727*	(0,430)	-0,529	(0,520)
Homem	-1,207	(1,021)	-0,637	(1,198)	-16,850***	(0,977)	-16,940***	(1,145)
Idade	0,010	(0,535)	-0,658	(0,581)	0,252	(0,469)	-0,306	(0,540)
% alunos pretos	-36,790***	(2,238)	-36,200***	(2,312)	-27,220***	(2,115)	-27,480***	(2,218)
% alunos pardos	-22,240***	(1,343)	-22,490***	(1,528)	-15,330***	(1,248)	-14,820***	(1,437)
% alunos amarelos	-14,970***	(2,706)	-20,630***	(3,214)	-5,310**	(2,489)	-10,100***	(3,160)
% alunos indígenas	-39,960***	(2,661)	-40,330***	(2,985)	-31,010***	(3,570)	-31,880***	(3,705)
% alunos com pré-escola	5,341***	(1,060)	5,875***	(1,168)	2,888***	(0,993)	2,795**	(1,133)
% alunos entraram primeiro ano	-5,466***	(1,464)	-4,816***	(1,683)	-5,008***	(1,349)	-4,807***	(1,539)
% alunos entraram após primeiro ano	-29,750***	(3,830)	-28,450***	(3,898)	-29,390***	(3,843)	-28,070***	(3,850)
% de repetentes	-11,700***	(1,296)	-11,300***	(1,425)	-11,230***	(1,235)	-10,310***	(1,402)
% de abandono	-25,890***	(2,233)	-22,220***	(2,528)	-23,980***	(2,233)	-21,800***	(2,549)
Indicador Socioeconômico	70,550***	(4,226)	68,340***	(4,632)	67,350***	(3,970)	65,350***	(4,427)
Educação da Mãe								
Completou a 4ª série, não completou a 8ª série	0,855	(1,600)	0,768	(1,994)	3,301**	(1,555)	4,036*	(2,069)
Completou a 8ª série, mas não completou o EM	-1,931	(1,835)	-2,861	(2,195)	1,716	(1,814)	1,548	(2,210)
Completou o EM, não completou a Faculdade	7,186***	(1,974)	6,639***	(2,211)	10,120***	(1,742)	9,966***	(2,124)
Completou a Faculdade	23,890***	(2,963)	25,750***	(3,328)	15,570***	(2,867)	18,180***	(3,407)
Não sabe	-12,450***	(1,834)	-12,420***	(2,237)	-11,010***	(2,055)	-10,080***	(2,367)
Educação do Pai								
Completou a 4ª série, não completou a 8ª série	10,920***	(1,812)	11,180***	(2,045)	14,130***	(1,796)	14,920***	(2,026)
Completou a 8ª série, mas não completou o EM	-3,026	(2,022)	-3,737	(2,394)	5,253***	(1,982)	5,741**	(2,349)
Completou o EM, não completou a Faculdade	9,161***	(2,431)	8,936***	(2,513)	17,990***	(2,276)	17,870***	(2,422)
Completou a Faculdade	13,710***	(3,457)	10,980**	(4,323)	19,410***	(3,169)	16,490***	(4,279)
Não sabe	-9,121***	(1,731)	-7,859***	(1,982)	-0,730	(1,773)	0,948	(2,015)
Constante	235,500***	(7,930)	243,400***	(8,703)	214,700***	(6,895)	220,500***	(8,061)
Dummies de UF	Sim		Sim		Sim		Sim	
Dummies de Ano	Sim		Sim		Sim		Sim	
Controle de Escola	Sim		Sim		Sim		Sim	
Observações	33.590		33.536		33.590		33.536	
R2	0,588		0,578		0,590		0,575	

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do INEP (2007, 2009, 2011, 2013, 2015).

Notas: Erros padrão robustos clusterizados ao nível do município em parênteses. Nível de significância:

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. As variáveis utilizadas para o pareamento no modelo de Diferença em Diferença com *Propensity Score Matching* foram: idade, idade², proporção de alunos homens, alunos pretos, alunos pardos, alunos amarelos, alunos indígenas, alunos com pré-escola, alunos que entraram no primeiro ano, alunos que entraram após o primeiro ano, proporção de repetentes e de abandono. Escola municipal, urbana, que possui sala de professor, quadra de esportes, parque infantil, sanitário fora do prédio, equip. de tv, videocassete, dvd, impressora, computadores. Número de salas, professores do segundo ciclo, professores com ensino superior total e no segundo ciclo, matrículas totais e dos alunos do segundo ciclo, turmas totais, segundo ciclo e nono ano. Tamanho de todas as turmas e de segundo ciclo e razão funcionário aluno.

infância deterioram-se quando não são acompanhados de novos investimentos ao longo do processo de educação. Dessa forma, os resultados encontrados sugerem que o aumento de anos de estudo não deve ser visto como política isolada, mas combinado com investimentos associados a todas as etapas da educação, para que os ganhos associados ao curto prazo não sejam perdidos ainda no ensino fundamental.

4.3 EFEITOS HETEROGÊNEOS NO DESEMPENHO DOS ALUNOS

Com o objetivo de investigar efeitos heterogêneos do tratamento na distribuição do desempenho das escolas, é estimada a equação (1) considerando a abordagem de Diferenças em Diferenças Quantílica (MEYER; VISCUSI; DURBIN, 1995; ATHEY; IMBENS, 2006). A intuição básica do modelo é analisar as diferenças, ao longo do tempo, entre os grupos de controle e tratamento no τ -ésimo quantil da distribuição condicional do desempenho dos alunos. Posto isso, pode-se observar as características da distribuição que vão além da média, como avaliado nas seções anteriores. Para o médio prazo, é investigado o efeito da política ao longo da distribuição dos testes, mas utilizando a abordagem de Diferenças em Diferenças Quantílica com *Propensity Score Matching* devido às diferenças encontradas na amostra. Para ambas as regressões, são controlados os efeitos fixos de estado e tempo.

A investigação do impacto nos diferentes quantis é necessária, pois escolas com baixo e alto desempenho nos testes podem se beneficiar de forma distinta com a introdução da política, gerando maiores desigualdades entre os estudantes. Por exemplo, Bellei (2009) encontrou efeitos positivos ao longo de toda a distribuição dos testes com o aumento de horas-aula no Chile, mas o efeito é superior nos quintis mais altos (quintis 75 e 95). A Tabela 12, apresenta as estimativas de um ano a mais de escolaridade, revelando ganhos ao longo da distribuição no curto prazo e resultados díspares no médio prazo.

Para os alunos da 4ª série/5º ano, a introdução de um ano de educação formal melhorou o desempenho em ambos os testes ao longo de toda a distribuição (todos os pontos são positivos e significantes). Mas a distribuição das notas apresenta o formato de ‘u’ invertido, com ganhos menores para as escolas localizadas nas caudas, enquanto as localizadas no quarto quintil de desempenho são as maiores beneficiadas pela política nos resultados de Matemática, com ganhos que chegam a 6,3 pontos, correspondendo a 0,25 desvios padrão. Em Português, as instituições localizadas na mediana da distribuição tiveram aumento de 4,3 pontos no período analisado, 0,18 em termos de desvio padrão. Este resultado é esperado uma vez que as escolas neste ponto da distribuição são mais sensíveis a mudanças na quantidade de educação. Por outro

lado, as que possuem médias mais baixas tendem a apresentar maior dificuldade com a motivação dos alunos e possuem menor qualidade de insumo escolar e, por estes motivos, um ano adicional de educação possui menos efeito. Na outra ponta, as escolas com alto desempenho dispõem de boas estruturas e é provável que já sejam favorecidas com alunos que frequentaram educação infantil antes de ingressar na educação formal, uma vez que no Brasil o impacto da pré-escola no desempenho dos alunos é alto³ e, dessa forma, se beneficiam menos com a política.

Tabela 12 - Efeitos quantílicos do tratamento no curto e médio prazo

	Curto Prazo					Médio Prazo				
	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Matemática										
Efeito do Tratamento	3,750*** (0,831)	4,860*** (0,974)	5,210*** (1,085)	6,260*** (1,011)	4,900*** (1,130)	1,160* (0,654)	0,760 (0,490)	-0,460 (0,474)	-1,640** (0,639)	-1,330 (0,944)
Dummies de Região	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	33.175	33.175	33.175	33.175	33.175	33.544	33.543	33.538	33.538	33.536
Português										
Efeito do Tratamento	2,770*** (0,658)	3,410*** (0,689)	4,250*** (0,646)	4,000*** (0,612)	3,687*** (0,714)	0,580 (0,626)	-0,000 (0,612)	0,270 (0,640)	-0,230 (0,604)	0,200 (0,776)
Dummies de Região	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	33.175	33.175	33.175	33.175	33.175	33.540	33.541	33.540	33.536	33.538

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do INEP (2007, 2009, 2011, 2013, 2015).

Notas: Erros padrão *bootstrap* (100 repetições) clusterizados ao nível do município em parênteses. Nível de significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. A regressão de curto prazo foi realizada pelo método de Diferenças em Diferenças Quantílica, enquanto a regressão de médio prazo foi realizada pelo método de Diferenças em Diferenças Quantílica com *Propensity Score Matching*. As variáveis utilizadas para o pareamento no modelo de Diferença em Diferença com *Propensity Score Matching* foram: idade, idade², proporção de alunos homens, alunos pretos, alunos pardos, alunos amarelos, alunos indígenas, alunos com pré-escola, alunos que entraram no primeiro ano, alunos que entraram após o primeiro ano, proporção de repetentes e de abandono. Escola municipal, urbana, que possui sala de professor, quadra de esportes, parque infantil, sanitário fora do prédio, equip. de tv, videocassete, dvd, impressora, computadores. Número de salas, professores do segundo ciclo, professores com ensino superior total e no segundo ciclo, matrículas totais e dos alunos do segundo ciclo, turmas totais, segundo ciclo e nono ano. Tamanho de todas as turmas e de segundo ciclo e razão funcionário aluno.

No médio prazo, como pode ser observado, os ganhos variam ao longo da distribuição. E diferentemente do resultado de curto prazo, são encontrados efeitos positivos para escolas na parte inferior da distribuição. Mesmo sendo significativos somente a 10%, elas possuem um acréscimo de 1,16 pontos no desempenho em Matemática, correspondendo a 0,06 desvios padrão. Em Português, a intervenção não é estatisticamente significativa. Estes resultados

³ Veja por exemplo os trabalhos de Curi e Menezes-Filho (2009) e Pinto, Santos e Guimarães (2016).

sinalizam para algum efeito positivo no médio prazo, uma vez que são persistentes para os alunos de menor desempenho, sendo estes os que mais precisam de incentivos para obterem melhores oportunidades. No entanto, como as estimativas dessa amostra são sensíveis a especificação do modelo, estes efeitos devem ser tomados com cautela.

Em resumo, como pode ser observado ao longo deste capítulo, a introdução das crianças um ano antes no sistema de ensino possui efeitos positivos no curto prazo sobre o desempenho nas provas de Português e Matemática; mas existem evidências que sugerem o desaparecimento desse efeito ao longo do ensino fundamental. No entanto, é imprescindível que o país reconheça políticas educacionais que trabalhem para o desenvolvimento dos alunos e que sejam avaliadas para inferir quais são as formas mais eficientes de melhorar a qualidade do ensino. Como demonstrado neste trabalho, os menos beneficiados pela adição de um ano a mais de escolaridade são os que se encontram em desvantagem social. No entanto, são estes os que mais necessitam da atenção do governo.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Embora o sistema educacional brasileiro tenha alcançado progressos consideráveis no acesso à educação, os desafios relacionados à qualidade são muitos. Para melhorar o desempenho acadêmico dos estudantes, a expansão do período escolar é uma importante política pública educacional. O Ensino Fundamental de nove anos é uma ação do governo brasileiro nesse sentido, que procurou antecipar em um ano a entrada das crianças na educação formal. Nesta dissertação avaliou-se a efetividade da política ao estimar o efeito de um ano a mais de educação no desempenho escolar de curto prazo, através de uma amostra de alunos da 4ª série/5º ano, e no médio prazo, quando foi considerado o desempenho dos alunos na 8ª série/9º ano. Para este fim, utilizou-se a abordagem de Diferenças em Diferenças em um contexto de experimento natural, proporcionado pela variação exógena no tempo de implementação do Ensino Fundamental de nove anos entre as escolas.

Os resultados encontrados são diversos. No curto prazo, a política possui um efeito positivo e significativo no desempenho dos alunos da 4ª série/5º ano. A magnitude do impacto em Português é de 0,06 desvios padrão, enquanto em Matemática alcança 0,11 desvios padrão. Os resultados para as amostras de escolas nos diferentes status socioeconômicos demonstraram efeitos mais altos para as crianças com melhores *backgrounds* familiares, enquanto que para as de status socioeconômico baixo não foram encontrados coeficientes significativos. Ademais, estes resultados são robustos as diferentes especificações do modelo proposto.

Nos resultados de médio prazo, avaliados através do desempenho dos alunos da 8ª série/9º ano, há evidências de que os efeitos não foram persistentes. As escolas no grupo de controle apresentaram maiores ganhos neste período, mas o impacto é sensível a especificação e não significativo em termos estatísticos. Em um segundo momento, verificou-se a heterogeneidade na resposta das escolas ao novo regime de ensino fundamental. Enquanto ao longo de toda distribuição de notas existiu efeitos positivos associados ao curto prazo, que variaram entre 0,12 e 0,25 desvios padrão nos testes, a política parece afetar mais o desempenho em Matemática e Português das escolas que se encontram na mediana e no quintil 75. No entanto, no médio prazo, as escolas situadas na cauda inferior são as que mais se beneficiaram da política, com ganho de 0,06 desvios padrão em Matemática. Em Português, não existem efeitos significativos. Uma vez que as estimativas dessa amostra são sensíveis a especificação do modelo, estes resultados devem ser tomados com cautela.

Estudos anteriores encontraram evidências de que a expansão do período escolar possui efeitos positivos e significativos no desempenho dos testes. Para o Chile, Bellei (2009) reportou acréscimos de 0,05 e 0,07 desvios padrão nos testes de Leitura e de 0,00 e 0,12 desvios padrão em Matemática com o aumento das horas-aula. Este trabalho, adiciona a discussão sobre a quantidade de tempo de educação, evidências de que um ano a mais de escolaridade, associado ao ingresso antecipado das crianças no ensino fundamental, possui efeitos significativos no curto prazo, mas com magnitudes mais conservadoras que os encontrados anteriormente por Martins e Carnoy (2015) e Chacón e Peña (2015). A segunda contribuição está relacionada a investigar se o efeito de um ano a mais de educação persiste por um longo período. Todavia, as estimativas sugerem que os altos ganhos de curto prazo desaparecem ainda durante o ensino fundamental e, por este motivo, a política falha com o objetivo de produzir ganhos substanciais e persistentes no desempenho dos alunos.

A quantidade da exposição terá pouco efeito se a qualidade dos insumos escolares é baixa e se os altos investimentos no início da educação não forem contínuos durante todo o ciclo escolar. Oportunizar a entrada antecipada às crianças que não tiveram acesso à educação infantil é uma ferramenta crucial para o seu desenvolvimento. Mas, não bastasse o acesso desigual à educação desde os primeiros anos de vida, no Brasil, os estudantes enfrentam ainda a baixa qualidade das instituições de ensino. Segundo os dados do Censo Escolar de 2015, menos da metade das escolas possuem laboratório de informática e somente 30% possuem quadra de esportes. Não existem parques infantis e materiais pedagógicos adequados para as aulas. Assim, a diferença entre os sistemas de ensino já é sentida desde cedo e os efeitos das políticas de acesso são perdidos.

Se é o caso de não diminuir significativamente as lacunas existentes entre os diferentes status socioeconômicos, é possível que o governo deva procurar outras políticas que buscam compensar as disparidades. A obrigatoriedade da matrícula de todas as crianças aos 4 anos na educação infantil¹, a partir de 2016, pode ser uma solução no curto prazo. Os resultados de diversos trabalhos na literatura demonstraram que possuir creche e pré-escola aumentam a pontuação em testes de desempenhos de Português e Matemática. Mas é importante mencionar que os efeitos encontrados por este trabalho, sobre o aumento de um ano adicional no ensino fundamental, não devem ser extrapolados para essas etapas de ensino. Apenas sugerem que a matrícula antecipada na educação pode melhorar o resultado acadêmico dos estudantes; pelo

¹ De acordo com a Lei nº 12.796, de 4 de abril de 2013, que alterou a Lei de Diretrizes e Bases da Educação de 1996, tornou-se obrigatória a matrícula aos 4 anos de idade a partir de 2016.

menos no curto prazo. Ademais, destaca-se a importância de avaliar políticas educacionais a fim de estimular o debate das melhores práticas para melhorar o ensino no Brasil.

REFERÊNCIAS

- ABADIE, A. Semiparametric difference-in-differences estimators. **Review of Economic Studies**, Oxford, v. 72, n. 1, p. 1–19, Jan. 2005. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/3700681?seq=1#page_scan_tab_contents>. Acesso em: 19 nov. 2016.
- ACEMOGLU, D.; ANGRIST, J. How large are human-capital externalities? evidence from compulsory schooling laws. **NBER Macroeconomics Annual**, Cambridge, v. 15, p. 9–59, 2000. Disponível em: <<http://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/654403>>. Acesso em: 04 set. 2016.
- AGÜERO, J. M.; BELECHE, T. Test-Mex: Estimating the effects of school year length on student performance in Mexico. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 103, p. 353–361, Jul. 2013. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304387813000424>>. Acesso em: 05 set. 2016.
- ANDERSON, M. L. Multiple inference and gender differences in the effects of early intervention: A reevaluation of the Abecedarian, Perry Preschool, and Early Training Projects. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v. 103, n. 484, p. 1481–1495, 2008. Disponível em: <http://amstat.tandfonline.com/doi/abs/10.1198/016214508000000841>>. Acesso em: 05 set. 2016.
- ANGRIST, J. D.; KRUEGER, A. B. The effect of age at school entry on educational attainment: an application of instrumental variables with moments from two samples. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v. 87, n. 418, p. 328–336, 1992. Disponível em: <<http://amstat.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01621459.1992.10475212>>. Acesso em: 04 set. 2016.
- ANGRIST, J. D.; LAVY, V. Using maimonides’ rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 114, n. 2, p. 533–575, May 1999. Disponível em: <<https://academic.oup.com/qje/article-abstract/114/2/533/1844228/Using-Maimonides-Rule-to-Estimate-the-Effect-of>>. Acesso em: 18 nov. 2016.
- ATHEY, S.; IMBENS, G. W. Identification and inference in nonlinear difference-in-differences models. **Econometrica**, Evanston, v. 74, n. 2, p. 431–497, Feb. 2006. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0262.2006.00668.x/full>>. Acesso em: 15 dez. 2016.
- BARNETT, W. S.; BELFIELD, C. R. Early childhood development and social mobility. **The future of children**, Princeton, p. 73–98, 2006. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/3844792?seq=1#page_scan_tab_contents>. Acesso em: 04 set. 2016.
- BARROS, R. P. et al. Determinantes do desempenho educacional no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 1, p. 1–42, Abr. 2001. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/5065>>. Acesso em: 14 nov. 2016.

- BEDARD, K.; DHUEY, E. The persistence of early childhood maturity: International evidence of long-run age effects. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, p. 1437–1472, Nov. 2006. Disponível em: <<https://academic.oup.com/qje/article-abstract/121/4/1437/1855234/The-Persistence-of-Early-Childhood-Maturity>>. Acesso em: 05 set. 2016.
- BELLEI, C. Does lengthening the school day increase students' academic achievement? Results from a natural experiment in Chile. **Economics of Education Review**, Cambridge, v. 28, n. 5, p. 629–640, Oct. 2009. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0272775709000405>>. Acesso em: 08 set. 2016.
- BERTRAND, M.; DUFLO, E.; MULLAINATHAN, S. How much should we trust differences-in-differences estimates? **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 119, n. 1, p. 249–275, 2004. Disponível em: <<https://academic.oup.com/qje/article-abstract/119/1/249/1876068/How-Much-Should-We-Trust-Differences-In>>. Acesso em: 04 jan. 2016.
- BLACK, S. E.; DEVEREUX, P. J.; SALVANES, K. G. Staying in the classroom and out of the maternity ward? The effect of compulsory schooling laws on teenage births. **The Economic Journal**, London, v. 118, n. 530, p. 1025–1054, Jun. 2008. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0297.2008.02159.x/full>>. Acesso em: 06 set. 2016.
- BLACK, S. E.; DEVEREUX, P. J.; SALVANES, K. G. Too young to leave the nest? the effects of school starting age. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 93, n. 2, p. 455–467, May 2011. Disponível em: <http://www.mitpressjournals.org/doi/abs/10.1162/REST_a_00081#.WPv1K9LyvIU>. Acesso em: 06 set. 2016.
- BLAU, D. M. The effect of income on child development. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 81, n. 2, p. 261–276, May 1999. Disponível em: <<http://www.mitpressjournals.org/doi/abs/10.1162/003465399558067#.WPv1fNLYvIU>>. Acesso em: 07 set. 2016.
- BLAU, D.; CURRIE, J. **Pre-school, day care, and after-school care: who's minding the kids?**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Aug. 2004. (NBER Working Paper No. 10670). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w10670>>. Acesso em: 10 set. 2016.
- BRASIL. Presidência da República. **Lei nº 9394, de 20 de dezembro de 1996**. Estabelece as diretrizes e bases da educação nacional. Presidência da República, Casa Civil, Subchefia para Assuntos Jurídicos, 1996. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L9394.htm>. Acesso em: 14 set. 2016.
- BRASIL. Presidência da República. **Lei nº 11.274, de 6 de fevereiro de 2006**. Altera a redação dos arts. 29, 30, 32 e 87 da Lei no 9.394, de 20 de dezembro de 1996. Presidência da República, Casa Civil, Subchefia para Assuntos Jurídicos, 2006. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2006/lei/111274.htm>. Acesso em: 14 set. 2016.

BRASIL. Presidência da República. **Lei nº 12.796, de 4 de abril de 2013**. Altera a Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996. Presidência da República, Casa Civil, Subchefia para Assuntos Jurídicos, 2013. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2013/lei/112796.htm>. Acesso em: 14 set. 2016.

BRASIL. Ministério da Educação. **Lei nº 010172, de 9 de janeiro de 2001**. Aprova o Plano Nacional de Educação e dá outras providências. Brasília: Ministério da Educação, Secretaria de Educação Básica, 2001. Disponível em: <<http://portal.mec.gov.br/arquivos/pdf/L10172.pdf>>. Acesso em: 14 set. 2016.

BRASIL. Ministério da Educação. **Parecer CNE/CEB no 24/2004, de 15 de setembro de 2004**. Brasília: Ministério da Educação, Secretaria de Educação Básica, 2004. Disponível em: <http://portal.mec.gov.br/cne/arquivos/pdf/pceb024_04.pdf>. Acesso em: 13 set. 2016.

BRASIL. Ministério da Educação. **Número e percentual de matrículas no Ensino Fundamental 9 anos**. [2016]. Disponível em: <http://portal.mec.gov.br/arquivos/pdf/ensino_9anos.pdf>. Acesso em: 13 set. 2016.

BRASIL. Ministério da Educação. **Ensino fundamental de nove anos: passo a passo do processo de implantação**. Brasília: Ministério da Educação, Secretaria de Educação Básica, 2009. Disponível em: <http://portal.mec.gov.br/dmdocuments/passo_a_passo_versao_atual_16_setembro.pdf>. Acesso em: 13 set. 2016.

BROWN, B. W.; SAKS, D. H. Measuring the Effects of Instructional Time on Student Learning: Evidence from the Beginning Teacher Evaluation Study. **American Journal of Education**, St. Louis, v. 94, n. 4, p. 480-500, Aug. 1986. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1085338>>. Acesso em: 12 nov. 2016.

BROWN, B. W.; SAKS, D. H. The microeconomics of the allocation of teachers' time and student learning. **Economics of Education Review**, Cambridge, v. 6, n. 4, p. 319-332, 1987. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/027277578790015X>>. Acesso em: 12 nov. 2016.

BRUNELLO, G.; FORT, M.; WEBER, G. Changes in compulsory schooling, education and the distribution of wages in Europe. **The Economic Journal**, London, v. 119, n. 536, p. 516–539, Feb. 2009. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0297.2008.02244.x/full>>. Acesso em: 11 nov. 2016.

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. **Journal of economic surveys**, Avon, v. 22, n. 1, p. 31–72, Jan. 2008. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x/full>>. Acesso em: 04 jan. 2017.

CAMPBELL, F. A.; RAMEY, C. T. Effects of early intervention on intellectual and academic achievement: a follow-up study of children from low-income families. **Child development**, Hoboken, v. 65, n. 2, p. 684–698, Apr. 1994. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-8624.1994.tb00777.x/full>>. Acesso em: 08 set. 2016.

CAMPBELL, F. A.; RAMEY, C. T. Cognitive and school outcomes for high-risk african-american students at middle adolescence: Positive effects of early intervention. **American Educational Research Journal**, Washington, v. 32, n. 4, p. 743–772, Dec. 1995. Disponível em: <<http://journals.sagepub.com/doi/abs/10.3102/00028312032004743>>. Acesso em: 08 set. 2016.

CAMPBELL, F. A. et al. Early childhood education: Young adult outcomes from the abecedarian project. **Applied Developmental Science**, Mahwah, v. 6, n. 1, p. 42–57, 2002. Disponível em: <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1207/S1532480XADS0601_05>. Acesso em: 09 set. 2016.

CHACÓN, A.; PEÑA, P. A. O impacto do ensino fundamental de nove anos no desempenho escolar. In: TODOS PELA EDUCAÇÃO. **De Olho nas Metas 2013-14**. São Paulo: Editora Moderna, 2015. p. 102–109. Disponível em: <<https://www.todospelaeducacao.org.br/biblioteca/1522/de-olho-nas-metas-2013-14/>>. Acesso em: 02 mar. 2016.

CHUDGAR, A.; LUSCHEI, T. F. National income, income inequality, and the importance of schools: A hierarchical cross-national comparison. **American Educational Research Journal**, Washington, v. 46, n. 3, p. 626–658, Sep. 2009. Disponível em: <<https://scholars.opb.msu.edu/en/publications/national-income-income-inequality-and-the-importance-of-schools-a-4>>. Acesso em: 18 set. 2016.

COLEMAN, J. et al. **Equality of Educational Opportunity**. Washington, DC: US Printing Office, 1966.

CRONE, D. A.; WHITEHURST, G. J. Age and schooling effects on emergent literacy and early reading skills. **Journal of Educational Psychology**, Baltimore, v. 91, n. 4, p. 604, Dec. 1999. Disponível em: <<http://psycnet.apa.org/index.cfm?fa=buy.optionToBuy&id=1999-15231-003>>. Acesso em: 16 set. 2016.

CUNHA, F.; HECKMAN, J. **The technology of skill formation**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Jan. 2007. (NBER Working Paper No. 12840). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w12840.ack>>. Acesso em: 17 ago. 2016.

CUNHA, F.; HECKMAN, J. J.; SCHENNACH, S. M. Estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation. **Econometrica**, Evanston, v. 78, n. 3, p. 883–931, 2010. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.3982/ECTA6551/full>>. Acesso em: 17 ago. 2016.

CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. A relação entre educação pré-primária, salários, escolaridade e proficiência escolar no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 4, p. 811–850, Oct./Dec. 2009. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0101-41612009000400005&script=sci_arttext&tlng=pt>. Acesso em: 05 ago. 2016.

CURRIE, J. Early childhood education programs. **The Journal of Economic Perspectives**, Nashville, v. 15, n. 2, p. 213–238, 2001. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2696599>>. Acesso em: 18 set. 2016.

CURRIE, J.; THOMAS, D. Does head start make a difference? **The American Economic Review**, Princeton, p. 341–364, Jun. 1995. Disponível em:

<<https://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v85y1995i3p341-64.html>>. Acesso em: 18 set. 2016.

DEARDEN, L.; FERRI, J.; MEGHIR, C. The effect of school quality on educational attainment and wages. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 84, n. 1, p. 1–20, Feb. 2002. Disponível em:

<<http://www.mitpressjournals.org/doi/abs/10.1162/003465302317331883#.WPzxsLlyvIU>>. Acesso em: 05 nov. 2016.

DEMING, D. Early childhood intervention and life-cycle skill development: Evidence from head start. **American Economic Journal: Applied Economics**, Nashville, v. 1, n. 3, p. 111–134, Jul. 2009. Disponível em:

<<http://www.ingentaconnect.com/content/aea/aejae/2009/00000001/00000003/art00006>>. Acesso em: 07 nov. 2016.

DIPASQUALE, G. W.; MOULE, A. D. FLEWELLING, R. W. The Birthdate Effect. **Journal of Learning Disabilities**, Austin, v. 13, n. 5, p. 234-237, May 1980. Disponível em:

<<http://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/002221948001300501?journalCode=ldxa>>. Acesso em: 9 set. 2016.

DUFLO, E.; GLENNERSTER, R.; KREMER, M. Using randomization in development economics research: A toolkit. In: SCHULTZ, T.; STRAUSS, J. (Ed.). **Handbook of development economics**. Amsterdam: North Holland, 2007. Cap. 61, p. 3895–3962.

ELANGO, S. et al. **Early childhood education**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Nov. 2015. (NBER Working Paper No. 21766). Disponível em:

<<http://www.nber.org/papers/w21766>>. Acesso em: 11 dez. 2016.

ELDER, T. E.; LUBOTSKY, D. H. Kindergarten entrance age and children’s achievement impacts of state policies, family background, and peers. **Journal of Human Resources**, Madison, v. 44, n. 3, p. 641–683, 2009. Disponível em:

<<http://jhr.uwpress.org/content/44/3/641.short>>. Acesso em: 09 set. 2016.

FELÍCIO, F. D.; TERRA, R.; ZOGHBI, A. C. The effects of early childhood education on literacy scores using data from a new brazilian assessment tool. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 42, n. 1, p. 97–128, Jan./Mar. 2012. Disponível em:

<http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0101-41612012000100004&script=sci_arttext&tlng=es>. Acesso em: 16 set. 2016.

FELÍCIO, F. de; VASCONCELLOS, L. O efeito da educação infantil sobre o desempenho escolar medido em exames padronizados. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA ANPEC, 35., 2007, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2007. Disponível em:

<http://www.sebh.ecn.br/seminario_6/sebh_artigo_Ligia.pdf>. Acesso em: 16 set. 2016.

FITZPATRICK, M. D.; GRISSMER, D.; HASTEDT, S. What a difference a day makes: Estimating daily learning gains during kindergarten and first grade using a natural experiment. **Economics of Education Review**, Cambridge, v. 30, n. 2, p. 269-279, Apr. 2011. Disponível em:

<<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0272775710001184>>. Acesso em: 21 set. 2016.

FRYER, R. G. **The production of human capital in developed countries: Evidence from 196 randomized field experiments.** Cambridge: National Bureau of Economic Research, Mar. 2016. (NBER Working Paper No. 22130). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w22130>>. Acesso em: 15 mar. 2017.

GARCES, E.; THOMAS, D.; CURRIE, J. Longer-term effects of head start. **The American Economic Review**, Princeton, v. 92, n. 4, p. 999–1012, Sep. 2002. Disponível em: <<http://www.ingentaconnect.com/content/aea/aer/2002/00000092/00000004/art00013>>. Acesso em: 06 set. 2016.

HECKMAN, J. J. Policies to foster human capital. **Research in economics**, London, v. 54, n. 1, p. 3–56, mar. 2000. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1090944399902259>>. Acesso em: 03 ago. 2016.

HECKMAN, J. J. Skill formation and the economics of investing in disadvantaged children. **Science**, Washington, v. 312, n. 5782, p. 1900–1902, Jun. 2006. Disponível em: <<http://science.sciencemag.org/content/312/5782/1900>>. Acesso em: 05 ago. 2016.

HECKMAN, J. J. Role of income and family influence on child outcomes. **Annals of the New York Academy of Sciences**, New York, v. 1136, n. 1, p. 307–323, Jun. 2008. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1196/annals.1425.031/full>>. Acesso em: 05 ago. 2016.

HECKMAN, J. et al. Characterizing selection bias using experimental data. **Econometrica**, Evanston, v. 66, n. 5, p. 1017–1098, 1999. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2999630>>. Acesso em: 10 fev. 2017.

HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. E. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. **The review of economic studies**, Oxford, v. 64, n. 4, p. 605–654, Oct. 1997. Disponível em: <<https://academic.oup.com/restud/article-abstract/64/4/605/1603767/Matching-As-An-Econometric-Evaluation-Estimator>>. Acesso em: 04 jan. 2016.

HECKMAN, J. J.; MOSSO, S. The economics of human development and social mobility. **Annual Review of Economics**, Palo Alto, v. 6, n. 1, p. 689–733, Aug. 2014. Disponível em: <<http://annualreviews.org/doi/abs/10.1146/annurev-economics-080213-040753>>. Acesso em: 22 ago. 2016.

HECKMAN, J.; PINTO, R.; SAVELYEV, P. Understanding the mechanisms through which an influential early childhood program boosted adult outcomes. **The American Economic Review**, Nashville, v. 103, n. 6, p. 2052–2086, out. 2013. Disponível em: <<http://www.ingentaconnect.com/content/aea/aer/2013/00000103/00000006/art00002>>. Acesso em: 01 set. 2016.

HECKMAN, J. J.; VYTLACIL, E. J. Econometric evaluation of social programs, part ii: Using the marginal treatment effect to organize alternative econometric estimators to evaluate social programs, and to forecast their effects in new environments. In: HECKMAN, J. J.;

LEAMER, E. (Ed.). **Handbook of econometrics**. Amsterdam: North Holland, 2007. p. 4875–5143

HOLMLUND, H.; LINDAHL, M.; PLUG, E. The causal effect of parents' schooling on children's schooling: A comparison of estimation methods. **Journal of Economic Literature**, Menasha, v. 49, n. 3, p. 615–651, Sep. 2011. Disponível em: <<http://www.ingentaconnect.com/content/aea/jel/2011/00000049/00000003/art00003>>. Acesso em: 29 set. 2016.

IMBENS, G. W.; WOOLDRIDGE, J. M. Recent developments in the econometrics of program evaluation. **Journal of economic literature**, Menasha, v. 47, n. 1, p. 5–86, Mar. 2009. Disponível em: <<http://www.ingentaconnect.com/content/aea/jel/2009/00000047/00000001/art00001>>. Acesso em: 06 jan. 2016.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA – INEP. **Microdados da ANRESC (Prova Brasil) 2007**. Brasília, 2007. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/microdados>>. Acesso em: 14 out. 2016.

_____. **Microdados da ANRESC (Prova Brasil) 2009**. Brasília, 2009. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/microdados>>. Acesso em: 14 out. 2016.

_____. **Microdados da ANRESC (Prova Brasil) 2011**. Brasília 2011. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/microdados>>. Acesso em: 14 out. 2016.

_____. **Microdados da ANRESC (Prova Brasil) 2013**. Brasília, 2013. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/microdados>>. Acesso em: 14 out. 2016.

_____. **Microdados da ANRESC (Prova Brasil) 2015**. Brasília, 2015. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/microdados>>. Acesso em: 14 out. 2016.

_____. **Microdados do Censo Escolar 2007**. Brasília, 2007. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/microdados>>. Acesso em: 14 out. 2016.

_____. **Microdados do Censo Escolar 2009**. Brasília, 2009. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/microdados>>. Acesso em: 14 out. 2016.

_____. **Microdados do Censo Escolar 2011**. Brasília, 2011. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/microdados>>. Acesso em: 14 out. 2016.

_____. **Microdados do Censo Escolar 2013**. Brasília, 2013. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/microdados>>. Acesso em: 14 out. 2016.

_____. **Microdados do Censo Escolar 2015**. Brasília, 2015. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/microdados>>. Acesso em: 14 out. 2016.

KLING, P.; WALTERS, C. R. Evaluating public programs with close substitutes: The case of head start. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford, v. 131, n. 4, p. 1795–1848, Nov. 2016. Disponível em: <<https://academic.oup.com/qje/article->

abstract/131/4/1795/2468877/Evaluating-Public-Programs-with-Close-Substitutes>. Acesso em: 12 set. 2016.

KNUDSEN, E. I. et al. Economic, neurobiological, and behavioral perspectives on building america's future workforce. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, Washington, v. 103, n. 27, p. 10155–10162, Jul. 2006. Disponível em: <<http://www.pnas.org/content/103/27/10155.short>>. Acesso em: 09 set. 2016.

KOPPENSTEINER, M. F. Automatic grade promotion and student performance: Evidence from Brazil. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 107, p. 277–290, Mar. 2014. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S030438781300179X>>. Acesso em: 12 fev. 2017.

LLACH, J, et al. Do Longer School Days Have Enduring Educational, Occupational, or Income Effects? A Natural Experiment in Buenos Aires, Argentina [with Comment]. **Economía**, Lima, v. 10, n. 1, p. 1-43, 2009. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/40608333>>. Acesso em: 17 set. 2016.

LEUVEN, E. et al. Expanding schooling opportunities for 4-year-olds. **Economics of Education Review**, Cambridge, v. 29, n. 3, p. 319–328, Jun. 2010. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0272775709001149>>. Acesso em: 13 set. 2016.

LOCHNER, L.; MORETTI, E. The effect of education on crime: Evidence from prison inmates, arrests, and self-reports. **The American Economic Review**, Nashville, v. 94, n. 1, p. 155–189, Mar. 2004. Disponível em: <<http://www.ingentaconnect.com/content/aea/aer/2004/00000094/00000001/art00009>>. Acesso em: 17 ago. 2016.

MARTINS, M. L.; CARNOY, M. **The “quality of quantity”**: Achievement gains from adding a year to brazilian primary schooling. Stanford: Lemann Center for Educational Entrepreneurship and Innovation in Brazil, 2015. Disponível em: <https://lemanncenter.stanford.edu/sites/default/files/Brazil%20Additional%20Year%20Paper%20July_2015_Final.docx_0.pdf>. Acesso em: 02 ago. 2016.

MEGHIR, C.; PALME, M. Educational reform, ability, and family background. **The American Economic Review**, Nashville, v. 95, n. 1, p. 414–424, 2005. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/4132688?seq=1#page_scan_tab_contents>. Acesso em: 17 ago. 2016.

MENEZES-FILHO, N. A. **Os determinantes do desempenho escolar do Brasil**. São Paulo: Instituto Futuro Brasil, 2007.

MEYER, B. D.; VISCUSI, W. K.; DURBIN, D. L. Workers' compensation and injury duration: evidence from a natural experiment. **The American Economic Review**, Nashville, p. 322–340, Jun. 1995. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/2118177?seq=1#page_scan_tab_contents>. Acesso em: 20 fev. 2017.

- NOBLE, K. G. et al. Family income, parental education and brain structure in children and adolescents. **Nature neuroscience**, New York, v. 18, n. 5, p. 773–778, 2015. Disponível em: <<http://www.nature.com/neuro/journal/v18/n5/abs/nn.3983.html>>. Acesso em: 17 mar. 2017.
- OREOPOULOS, P. Estimating average and local average treatment effects of education when compulsory schooling laws really matter. **The American Economic Review**, Nashville, v. 96, n. 1, p. 152–175, Mar. 2006. Disponível em: <<http://www.ingentaconnect.com/content/aea/aer/2006/00000096/00000001/art00008>>. Acesso em: 24 ago. 2016.
- OREOPOULOS, P.; PAGE, M. E.; STEVENS, A. H. The intergenerational effects of compulsory schooling. **Journal of Labor Economics**, Chicago, v. 24, n. 4, p. 729–760, Oct. 2006. Disponível em: <<http://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/506484>>. Acesso em: 24 ago. 2016.
- PESTANA, M. I. Trajetória do saeb: criação, amadurecimento e desafios. **Em Aberto**, Brasília, v. 29, n. 96, 2016. . Disponível em: <<http://emaberto.inep.gov.br/index.php/emaberto/article/view/2691>>. Acesso em: 05 dez. 2016.
- PINTO, C. C. d. X.; SANTOS, D.; GUIMARÃES, C. The impact of daycare attendance on math test scores for a cohort of fourth graders in Brazil. **The Journal of Development Studies**, London, p. 1–23, 2016. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00220388.2016.1224849>>. Acesso em: 17 mar. 2017.
- RAUDENBUSH, S. W; ESCHMANN, R. D. Does schooling increase or reduce social inequality? **Annual Review of Sociology**, Palo Alto, v. 41, p. 443–470, Aug. 2015. Disponível em: <<http://www.annualreviews.org/doi/abs/10.1146/annurev-soc-071913-043406>>. Acesso em: 12 set. 2016.
- ROCKOFF, J. E. The impact of individual teachers on student achievement: Evidence from panel data. **The American Economic Review**, Nashville, v. 94, n. 2, p. 247–252, May 2004. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/3592891>>. Acesso em: 16 nov. 2016.
- ROSENZWEIG, M. R.; WOLPIN, K. I. Natural “natural experiments” in economics. **Journal of Economic Literature**, Menasha, v. 38, n. 4, p. 827–874, Dec. 2000. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2698663>>. Acesso em: 24 mar. 2017.
- ROY, A. D. Some thoughts on the distribution of earnings. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v. 3, n. 2, p. 135–146, Jun. 1951. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2662082>>. Acesso em: 05 jan. 2017.
- RUBIN, D. B. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. **Journal of educational Psychology**, Baltimore, v. 66, n. 5, p. 688, Oct. 1974. Disponível em: <<http://psycnet.apa.org/journals/edu/66/5/688/>>. Acesso em: 05 jan. 2017.
- SÁTYRO, N.; SOARES, S. **A infra-estrutura das escolas brasileiras de ensino fundamental**: um estudo com base nos censos escolares de 1997 a 2005. Rio de Janeiro: IPEA, maio 2007. (Texto para Discussão, 1267). Disponível em:

<http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/1752/1/TD_1267.pdf>. Acesso em: 01 mar. 2017.

SMITH, J. A.; TODD, P. E. Does matching overcome lalonde's critique of nonexperimental estimators? **Journal of econometrics**, Amsterdam, v. 125, n. 1, p. 305–353, Mar./Apr. 2005. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S030440760400082X>>. Acesso em: 20 fev. 2017.

ZHAI, F.; BROOKS-GUNN, J.; WALDFOGEL, J. Head start's impact is contingent on alternative type of care in comparison group. **Developmental psychology**, Arlington, v. 50, n. 12, p. 2572, Dec. 2014. Disponível em: <<http://psycnet.apa.org/journals/dev/50/12/2572/>>. Acesso em: 15 set. 2016.

APÊNDICE A – TABELAS

Tabela 1 - Características médias dos alunos dos grupos de tratamento e controle em 2007 e 2011 – 4ª série/5º ano

	2007						2011					
	Tratamento		Controle		P-valor	Dif-nor	Tratamento		Controle		P-valor	Dif-nor
	Média	Dp	Média	Dp			Média	Dp	Média	Dp		
Homem	0,477	0,102	0,473	0,102	0,092	0,029	0,493	0,100	0,499	0,098	0,010	-0,045
Idade	10,922	0,490	10,879	0,611	0,002	0,054	10,983	0,426	10,806	0,596	0,000	0,242
% alunos brancos	0,292	0,140	0,309	0,148	0,000	-0,083	0,278	0,135	0,306	0,159	0,000	-0,137
% alunos pretos	0,128	0,095	0,117	0,093	0,000	0,076	0,122	0,090	0,106	0,083	0,000	0,128
% alunos pardos	0,503	0,164	0,503	0,158	0,893	0,002	0,545	0,156	0,541	0,153	0,317	0,017
% alunos amarelos	0,035	0,043	0,030	0,039	0,000	0,087	0,025	0,034	0,021	0,031	0,000	0,077
% alunos indígenas	0,043	0,050	0,042	0,050	0,321	0,017	0,030	0,044	0,025	0,037	0,000	0,096
% alunos com creche	0,411	0,196	0,354	0,184	0,000	0,215	0,409	0,168	0,390	0,155	0,000	0,085
% alunos com pré-escola	0,314	0,180	0,368	0,181	0,000	-0,211	0,368	0,148	0,380	0,149	0,002	-0,055
% alunos entraram primeiro ano	0,201	0,129	0,216	0,135	0,000	-0,084	0,167	0,114	0,173	0,106	0,052	-0,034
% alunos entraram após primeiro ano	0,074	0,064	0,062	0,059	0,000	0,135	0,055	0,050	0,058	0,055	0,040	-0,036
% de repetentes	0,340	0,162	0,337	0,185	0,457	0,013	0,305	0,159	0,338	0,187	0,000	-0,136
% de abandono	0,075	0,062	0,077	0,069	0,103	-0,028	0,074	0,064	0,084	0,072	0,000	-0,110
Indicador Socioeconômico	0,365	0,071	0,364	0,078	0,774	0,005	0,417	0,075	0,409	0,082	0,000	0,070
Educação da mãe												
Nunca estudou ou não completou a 4ª série	0,100	0,079	0,111	0,086	0,000	-0,098	0,128	0,095	0,146	0,107	0,000	-0,127
Completou a 4ª série, mas não completou a 8ª série	0,212	0,103	0,211	0,101	0,733	0,006	0,144	0,080	0,156	0,084	0,000	-0,101
Completou a 8ª série, mas não completou o Ensino Médio	0,143	0,076	0,137	0,073	0,002	0,055	0,125	0,068	0,125	0,066	0,952	0,001
Completou o Ensino Médio, mas não completou a Faculdade	0,096	0,070	0,102	0,072	0,000	-0,062	0,128	0,079	0,123	0,077	0,015	0,042
Completou a Faculdade	0,093	0,075	0,098	0,074	0,013	-0,043	0,109	0,077	0,113	0,081	0,019	-0,041
Não sabe	0,356	0,120	0,340	0,116	0,000	0,094	0,367	0,123	0,337	0,118	0,000	0,174
Educação do pai												
Nunca estudou ou não completou a 4ª série	0,095	0,080	0,103	0,083	0,000	-0,073	0,131	0,100	0,152	0,111	0,000	-0,142
Completou a 4ª série, mas não completou a 8ª série	0,152	0,084	0,156	0,085	0,038	-0,036	0,102	0,069	0,112	0,070	0,000	-0,096
Completou a 8ª série, mas não completou o Ensino Médio	0,110	0,066	0,109	0,066	0,828	0,004	0,105	0,062	0,110	0,062	0,003	-0,052
Completou o Ensino Médio, mas não completou a Faculdade	0,072	0,057	0,074	0,059	0,177	-0,024	0,094	0,067	0,089	0,066	0,003	0,052
Completou a Faculdade	0,093	0,073	0,096	0,075	0,159	-0,025	0,104	0,075	0,107	0,076	0,050	-0,034
Não sabe	0,478	0,124	0,461	0,124	0,000	0,096	0,464	0,128	0,430	0,125	0,000	0,190

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do INEP (2007, 2009, 2011, 2013, 2015).

Tabela 2 - Características médias dos alunos dos grupos de tratamento e controle em 2007 e 2015 – 8ª série/9º ano

	2007						2015					
	Tratamento		Controle		P-valor	Dif-nor	Tratamento		Controle		P-valor	Dif-nor
	Média	Dp	Média	Dp			Média	Dp	Média	Dp		
Homem	0,439	0,094	0,442	0,092	0,111	-0,028	0,465	0,092	0,475	0,088	0,000	-0,081
Idade	14,102	0,532	13,994	0,600	0,000	0,135	13,026	0,324	12,863	0,461	0,000	0,290
% alunos brancos	0,287	0,143	0,321	0,182	0,000	-0,144	0,244	0,123	0,278	0,157	0,000	-0,172
% alunos pretos	0,120	0,084	0,110	0,089	0,000	0,088	0,146	0,091	0,127	0,093	0,000	0,145
% alunos pardos	0,503	0,147	0,499	0,154	0,197	0,022	0,534	0,137	0,530	0,137	0,169	0,024
% alunos amarelos	0,048	0,042	0,035	0,034	0,000	0,248	0,050	0,041	0,043	0,037	0,000	0,127
% alunos indígenas	0,041	0,044	0,036	0,040	0,000	0,073	0,026	0,033	0,022	0,026	0,000	0,091
% alunos com creche	0,491	0,242	0,423	0,204	0,000	0,216	0,386	0,173	0,409	0,140	0,000	-0,104
% alunos com pré-escola	0,351	0,190	0,388	0,165	0,000	-0,147	0,440	0,150	0,423	0,126	0,000	0,089
% alunos entraram primeiro ano	0,151	0,133	0,183	0,136	0,000	-0,168	0,149	0,112	0,144	0,098	0,071	0,031
% alunos entraram após primeiro ano	0,006	0,015	0,005	0,012	0,066	0,032	0,025	0,030	0,024	0,026	0,081	0,030
% de repetentes	0,376	0,140	0,338	0,158	0,000	0,177	0,305	0,145	0,342	0,162	0,000	-0,169
% de abandono	0,076	0,070	0,075	0,063	0,627	0,008	0,052	0,048	0,059	0,048	0,000	-0,113
Indicador Socioeconômico	0,382	0,074	0,392	0,080	0,000	-0,090	0,486	0,066	0,493	0,070	0,000	-0,070
Educação da mãe												
Nunca estudou ou não completou a 4ª série	0,145	0,097	0,148	0,098	0,189	-0,023	0,158	0,105	0,158	0,112	0,168	-0,003
Completou a 4ª série, mas não completou a 8ª série	0,302	0,110	0,282	0,098	0,000	0,136	0,170	0,078	0,160	0,074	0,000	0,099
Completou a 8ª série, mas não completou o Ensino Médio	0,160	0,075	0,160	0,068	0,639	-0,008	0,135	0,063	0,136	0,061	0,414	-0,014
Completou o Ensino Médio, mas não completou a Faculdade	0,174	0,106	0,198	0,109	0,000	-0,161	0,252	0,113	0,269	0,110	0,000	-0,104
Completou a Faculdade	0,062	0,060	0,062	0,056	0,699	0,007	0,088	0,071	0,097	0,073	0,000	-0,090
Não sabe	0,158	0,074	0,150	0,064	0,000	0,080	0,196	0,081	0,180	0,069	0,000	0,157
Educação do pai												
Nunca estudou ou não completou a 4ª série	0,145	0,105	0,144	0,104	0,749	0,006	0,169	0,115	0,167	0,118	0,410	0,014
Completou a 4ª série, mas não completou a 8ª série	0,243	0,100	0,233	0,087	0,000	0,077	0,131	0,066	0,125	0,061	0,001	0,060
Completou a 8ª série, mas não completou o Ensino Médio	0,141	0,072	0,146	0,068	0,003	-0,051	0,120	0,059	0,124	0,058	0,019	-0,040
Completou o Ensino Médio, mas não completou a Faculdade	0,141	0,099	0,156	0,097	0,000	-0,113	0,183	0,099	0,195	0,096	0,000	-0,090
Completou a Faculdade	0,046	0,048	0,051	0,050	0,000	-0,070	0,058	0,053	0,068	0,057	0,000	-0,128
Não sabe	0,284	0,095	0,269	0,088	0,000	0,112	0,339	0,098	0,321	0,085	0,000	0,139

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do INEP (2007, 2009, 2011, 2013, 2015).