

■ Caio Cordeiro de Resende¹ , Ana Carolina Pereira Zoghbi² ,
Rafael Terra de Menezes³  & Luís Felipe Batista de Oliveira⁴ 

O impacto da educação integral na participação das mães no mercado de trabalho e no trabalho infantil:

Uma avaliação de impacto do Programa Mais Educação por regressão descontínua

The impact of full-day education on the labor force participation of mothers and children: An impact evaluation of Programa Mais Educação using a regression discontinuity approach

El impacto de la educación integral en la participación de las madres y de los niños en el mercado laboral: una evaluación de impacto del Programa Mais Educação por regresión discontinua

Introdução

A expansão da educação integral tem sido um dos principais elementos da reforma da educação pública no Brasil e em diversos países da América Latina nos últimos anos. O objetivo principal da maioria dessas políticas é melhorar o desempenho acadêmico

1 Doutor em Economia pela Universidade de Brasília (UnB). Coordenador do Programa de Mestrado em Administração Pública no Instituto Brasiliense de Direito Público (IDP). Consultor Legislativo em Políticas Microeconômicas no Senado Federal. Brasília, DF, Brasil. E-mail: <caio.resende@idp.edu.br>

2 Doutora em Administração Pública e Governo pela Fundação Getúlio Vargas (FGVSP). Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade de Brasília (UNB). Brasília, DF, Brasil E-mail: <acpzoghbi@unb.br>

3 Doutor em Economia pela Fundação Getúlio Vargas (FGVSP). Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade de Brasília (UNB). Brasília, DF, Brasil E-mail: <rterra@unb.br>

4 Doutor em Economia pela Universidade de Brasília (UNB). Pesquisador Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Brasília, DF, Brasil E-mail: <luisfbo@gmail.com>

dos estudantes, especialmente em países caracterizados pela baixa qualidade da educação. Com base nesse critério, os resultados não se têm mostrado promissores. Diversos estudos que buscaram avaliar o impacto da extensão da jornada escolar diária em países latino-americanos encontraram um efeito pequeno ou inexistente no desempenho dos estudantes em testes padronizados⁵. No Brasil, não é diferente. Avaliações de impacto recentes do Programa Mais Educação (PME), principal política de financiamento à educação integral no País, indicam que o programa não teve impacto no desempenho dos estudantes em testes padronizados de português e matemática (ALMEIDA *et al.*, 2016; OLIVEIRA; TERRA, 2016).

Ainda que tais resultados sejam preocupantes e recomendem um redesenho significativo do PME, programas de expansão da jornada escolar podem ter efeitos em variáveis não relacionadas ao desempenho acadêmico. Um exemplo clássico é o impacto da provisão de creches e outras políticas de assistência à infância na participação das mulheres no mercado de trabalho (BLAU; CURRIE, 2006; CASCIO, 2009; FITZPATRICK, 2010, 2012). Ao determinar o tempo em que a criança está sob a supervisão de professores e funcionários da escola, a organização da jornada escolar pode também afetar a oferta de trabalho materno. Graves (2013), por exemplo, mostrou como a redistribuição dos dias letivos em intervalos mais curtos ao longo do ano afetava negativamente a participação das mães na força de trabalho. Berthelon *et al.* (2015), em estudo semelhante, mostraram como o prolongamento do

5 A esse respeito, vide, por exemplo, Bellei (2009), que encontrou um pequeno impacto do programa de educação integral chileno em português e matemática (0,07 e 0,05 desvios-padrões, respectivamente) e Arzola (2010), que não encontrou efeitos significativos ao avaliar o impacto do mesmo programa em turma posterior. Cerdan-Infantes e Vermeersch (2007) chegaram a resultados semelhantes ao avaliar o programa uruguaio de educação integral: os impactos, quando significativos, foram de cerca de 0,05 desvios-padrões. Revisões da literatura conduzidas por Aronson *et al.* (1999) e Pattal *et al.* (2010) em países desenvolvidos chegam a conclusões semelhantes: as evidências sobre o aumento da jornada escolar no desempenho acadêmicos dos estudantes é mista, com predominância de impactos pequenos ou nulos.

horário escolar no Chile teve um efeito positivo significativo na participação das mães no mercado de trabalho⁶.

A extensão da jornada escolar pode impactar, ainda, o trabalho infantil (Orazem; Gunnarsson, 2003). Quanto mais tempo o estudante permanece na escola, menos tempo possui para trabalhar – seja na forma de um emprego remunerado, seja ajudando em trabalhos domésticos. Iniciativas como o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti), implementado em estados rurais do Brasil em 1996, adotaram como um dos seus componentes principais a extensão da jornada escolar. O programa teve um impacto positivo na redução da probabilidade do trabalho infantil (YAP *et al.*, 2001).

Em linha com esses estudos, avaliamos o impacto da extensão da jornada escolar financiada pela PME na participação de mães e crianças no mercado de trabalho. Para isso, exploramos a descontinuidade nos critérios de priorização da PME a partir de 2012. Nesse ano, o Ministério da Educação passou a privilegiar a escolha de escolas com mais de 50% dos alunos beneficiários do Programa Bolsa Família (PBF)⁷. Essa mudança nos critérios do programa permite-nos implementar um desenho de regressão descontínua (RDD) *fuzzy* (CATTANEO; TITIUNIK, 2017).

Uma RDD *fuzzy* pode ser entendida como uma estimação por variáveis instrumentais, em que a descontinuidade é utilizada como uma variável instrumental para o tratamento (ANGRIST; PISCHKE, 2009). Nesse sentido, nossa estratégia de estimação pode ser compreendida em dois passos. No primeiro estágio, mostramos que, de fato, há uma descontinuidade na participação do programa a partir de 2012: estimamos um aumento de mais de 200% (ou 20 pontos percentuais) na probabilidade de adesão ao PME em escolas com um percentual de alunos beneficiários do PBF ligeiramente

6 A organização da jornada pode impactar, ainda, diversos outros indicadores socioeconômicos. A título de exemplo, vide Jacob e Lefgren (2003) para o impacto na criminalidade e Kruger e Berthelon (2009) para o impacto na probabilidade de gravidez na adolescência.

7 O PBF é o mais importante programa de transferência condicional de renda no Brasil. O programa é direcionado às famílias mais carentes e consiste na transferência de um benefício mensal que varia de acordo com o perfil da família. O programa impõe diversas condicionalidades, entre elas a frequência escolar de crianças e jovens de 6 a 17 anos.

superior a 50% (em comparação com escolas com um percentual de alunos beneficiários ligeiramente inferior a 50%). Em seguida, usamos essa descontinuidade para testar se a adesão de uma escola ao PME afeta a participação das mães e das crianças nela matriculadas no mercado de trabalho (comparando famílias de escolas situadas ao redor do critério de elegibilidade).

Nossa base é composta por informações acerca de 1 milhão de famílias com filhos matriculados nos 3º, 5º, 7º e 9º anos no sistema público de ensino do estado de São Paulo em 2012. As variáveis de interesse foram calculadas com base nas respostas aos questionários do Sistema de Avaliação do Rendimento Escolas do Estado de São Paulo (Saresp).

De forma semelhante a trabalhos que avaliaram o impacto do PME em indicadores acadêmicos e ao contrário de Berthelon *et al.* (2015), não encontramos qualquer evidência de impacto significativo da extensão da jornada escolar nos indicadores avaliados. A adoção da educação integral pelas escolas não afetou a participação das mães no mercado de trabalho, o desemprego ou a qualidade do emprego (permanente ou temporário). Tampouco afetou o percentual de jovens que trabalham. Exploramos, ainda, diversos efeitos heterogêneos, conforme a série do estudante, a idade e a escolaridade das mães e a presença de outros filhos em idade pré-escolar. Não encontramos efeitos significativos do programa em nenhuma das estimações.

No Apêndice, de forma a superar eventuais limitações de validade externa da metodologia de regressão descontínua, avaliamos o programa também por diferenças em diferenças com pareamento. Essa estimação tampouco mostrou qualquer efeito significativo do programa nas variáveis analisadas.

Em relação à literatura existente, este estudo contribui de diversas formas. Em primeiro lugar, ao empregarmos uma estratégia de identificação com menores exigências de controle (regressão descontínua), garantimos a maior validade interna dos resultados estimados. Além disso, ao contrário de Berthelon *et al.* (2015), nossa base de dados inclui informações sobre as escolas que os estudantes

frequentam, o que nos permite estimar diretamente o efeito da extensão da jornada nas variáveis relativas à participação das mães e dos jovens no mercado de trabalho. Finalmente, este estudo apresenta, até onde sabemos, a primeira avaliação de impacto rigorosa da educação integral em indicadores relacionados à participação de mães no mercado de trabalho no Brasil.

O restante do artigo está organizado em 6 seções. Na seção 2, discutimos as principais características do Programa Mais Educação e de sua implementação. A seção 3 apresenta as bases de dados e analisa, em detalhes, a estratégia empírica. Na seção 4, discutimos os principais resultados e, na seção 5, os testes de robustez. A seção 6 conclui o trabalho. O Apêndice *on-line* contém detalhes omitidos.

O Programa Mais Educação

O Programa Mais Educação é uma política federal de transferência de recursos às escolas públicas de educação básica com o intuito de financiar a implementação de atividades no contraturno escolar, transformando-as em escolas de educação integral.

O desenho do programa e a sua evolução a curto prazo refletem, em grande medida, a falta de cultura de avaliação de impacto no Brasil. Desconhecemos qualquer iniciativa oficial para, por exemplo, a realização de um piloto ou de uma avaliação rigorosa do programa alguns anos após sua implementação. Apresentações e documentos oficiais que visam “avaliar” o programa são focados na evolução de seus insumos: número de alunos/escolas atendidas e valor total investidos.

A utilização de métricas de insumo para “avaliar” o programa cria um incentivo natural tanto para iniciá-lo em larga escala como para promover o seu crescimento acelerado. Em seu primeiro ano, o programa já contemplava cerca de 1,4 mil escolas em todo o Brasil. Cerca de 5 anos depois, o programa já atingia quase 60 mil escolas⁸. Os custos do programa cresceram de forma similar: de um orçamento de cerca de R\$ 50 milhões, em 2008, para mais de

8 Os dados a respeito das escolas participantes do PME foram obtidos juntos a Secretaria de Educação Básica do Ministério da Educação.

R\$ 1 bilhão, em 2014, o que o torna um dos maiores programas educacionais em vigor no país.

Os recursos do PME são transferidos diretamente às escolas, que têm autonomia para empregá-los em diversos tipos de atividades, tais como: esportes, cultura, fotografia, dança, pintura, teatro, promoção da saúde, entre outros. Escolas participantes devem ter, no mínimo, sete horas diárias de atividades escolares⁹. A única atividade obrigatória é o acompanhamento pedagógico em português e matemática, que deve ser realizado diariamente com duração mínima de uma hora.

As atividades no contraturno são conduzidas por monitores voluntários, que recebem uma pequena “ajuda de custo”¹⁰. São esses monitores os responsáveis pelo

desenvolvimento de atividades de acompanhamento pedagógico, culturais e artísticas, esportivas e de lazer, de direitos humanos, de meio ambiente, de inclusão digital e de saúde e sexualidade [...] que totalizem a carga horária mínima de sete horas diárias (BRASIL, 2009a).

Tais monitores são, portanto, atores fundamentais na implementação do PME, sendo os responsáveis diretos por desenvolver, na prática, as atividades do programa na escola.

Em diversos documentos oficiais (BRASIL, 2009b, 2009c, 2009d) que embasaram o debate acerca do Mais Educação, o projeto de educação integral é apresentado como uma proposta que vai muito além do que a mera extensão da jornada escolar. Pressupõe uma opção por projeto pedagógico mais amplo, em que educadores, educandos e comunidades contribuam para ampliar o tempo e o espaço de formação de crianças e jovens. Nesse processo, a escola seria convertida num espaço articulador de diversas práticas de formação. Tomando por base esses conceitos, o PME

9 A extensão média da jornada escolar no Brasil é de 4,5 horas (ALMEIDA *et al.*, 2016).

10 A ajuda de custo mensal variava de R\$ 60,00 (monitores com 1 turma de até 30 alunos) a, no máximo, R\$ 300,00 (monitores com 5 turmas de até 30 alunos) (FNDE, 2009).

é um instrumento bastante limitado¹¹. O governo federal não tem qualquer influência sobre o tipo de atividade executada por cada escola, a qualidade dos professores/monitores envolvidos nas tarefas ou o tempo dedicado a cada atividade. O papel do governo federal se limita, em larga medida, ao financiamento da implementação do contraturno, tendo muito pouco a dizer sobre o que, de fato, ocorre nesse tempo adicional dos estudantes na escola.

O Ministério da Educação (MEC) recomenda que todos os estudantes da escola sejam inseridos na educação integral. Contudo, trata-se apenas de uma recomendação. Cada escola possui autonomia para, em seu projeto político-pedagógico específico, definir quantos e quais alunos participarão das atividades. Segundo dados do MEC e do Inep, a grande maioria dos alunos das escolas aderem ao programa: entre 2008 e 2011, a mediana de alunos participantes por escola foi de 82% e a média de 77% (ALMEIDA *et al.*, 2016).

A participação no PME depende da adesão voluntária das escolas. Os critérios de priorização são definidos pelo Ministério da Educação. De início, o programa priorizava escolas com baixo Ideb¹² (menor que 3,5), de mais de 100 alunos e em municípios com população superior a 200 mil pessoas. Esses critérios foram alterados em 2012, passando a abranger escolas com Ideb menor do que 4,2 (anos iniciais) e 3,8 (anos finais)¹³, de mais de 100 alunos e em municípios com população superior a 18 mil pessoas¹⁴.

Em 2012, o governo passou, ainda, a dar maior ênfase a critérios de vulnerabilidade social, adotando o percentual de alunos oriundos de famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família

11 Vale notar que o PME não é a única política de incentivo à implementação da educação integral. O Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais da Educação (Fundeb), por exemplo, diferencia os coeficientes de remuneração das matrículas conforme a duração da jornada escolar. Para outros instrumentos, vide Brasil (2009c).

12 O Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) é um indicador que visa avaliar o desempenho médio de escolas no Brasil, sendo composto pela pontuação média dos estudantes em exames padronizados de português e matemática ao final de cada etapa do ensino fundamental (5º e 9º anos) e pela média da taxa de aprovação dos estudantes em cada etapa de ensino.

13 O Ideb dos anos iniciais reflete o desempenho de alunos do 5º ano em testes padronizados de português e matemática e o dos anos finais o desempenho de alunos do 9º ano.

14 Oliveira e Terra (2016) avaliam se os critérios relacionados ao Ideb foram, de fato, implementados na prática. Os autores não encontram descontinuidade significativa nesses critérios.

(PBF) como principal critério de elegibilidade do programa. Criou-se, assim, o conceito de “escolas maioria PBF”: escolas nas quais pelo menos 50% dos alunos pertencem a famílias beneficiadas pelo Bolsa Família¹⁵.

A partir de 2012, temos, portanto, uma descontinuidade nos critérios de adesão ao programa: escolas maioria PBF passaram a ser priorizadas. Essa descontinuidade não é determinística, uma vez que os critérios do PME são de *priorização* e não de exclusão. Contudo, o limite (*cutoff*) de 50% marca uma mudança probabilística significativa: escolas à direita do *cutoff* passam a apresentar uma *probabilidade muito maior* de adesão ao Programa. Tem-se, assim, a possibilidade de avaliação de impacto do programa por meio de modelos de regressão descontínua *fuzzy*, que serão detalhados na próxima seção.

Estratégia Empírica

Bases de Dados

Utilizamos dados provenientes do Sistema de Avaliação do Rendimento Escolar do Estado de São Paulo (Saresp) para a construção da maioria de nossas variáveis. O Saresp tem dois instrumentos principais: um exame de proficiência em linguagem, matemática, ciências humanas, ciências da natureza e redação aplicado no final de cada ano letivo para alunos do 3º, 5º, 7º e 9º ano do Ensino Fundamental e do 3º ano do Ensino Médio¹⁶; e um amplo questionário, preenchido tanto pelos alunos quanto por seus pais, com diversas perguntas relativas ao *status* socioeconômico das famílias, à satisfação com a escola e aos padrões de comportamentos. Os questionários do Saresp foram utilizados tanto para a construção das variáveis de interesse como das variáveis de controle referentes ao perfil socioeconômico das famílias.

15 Esses critérios valem para escolas urbanas com mais de 100 alunos. Os critérios para escolas rurais foram, em geral, relacionados a características do ambiente em que as escolas estavam inseridas (ex.: índices de pobreza do campo no município, índices de não alfabetização etc.).

16 A partir de 2013, a avaliação passou a considerar alunos do 2º ano do Ensino Fundamental.

Com base nesses questionários, construímos três variáveis discretas para o *status* das mães no mercado de trabalho: i) participa no mercado de trabalho¹⁷; ii) possui emprego permanente¹⁸; e iii) está desempregada. Além disso, construímos duas variáveis para a participação de jovens no mercado de trabalho: i) trabalha fora de casa nos dias de aula; e ii) auxilia em trabalhos domésticos nos dias de aula. A pergunta acerca do trabalho infantil consta apenas nos questionários do 7º e 9º ano.

Para o cálculo da variável de elegibilidade, obtivemos os dados dos alunos beneficiários do Programa Bolsa Família por escola junto ao Ministério do Desenvolvimento Social. O acompanhamento dos alunos PBF é bimestral. Adotamos o semestre de outubro/novembro como referência para calcular o total de alunos PBF da escola.

Avaliamos o impacto do programa em famílias com filhos em escolas que aderiram ao PME em 2012, primeiro ano afetado pelo critério de 50%. Os critérios de priorização e as escolas submetidas ao tratamento foram definidos em 2011, razão pela qual adotamos o ano de 2010 como referência para o cálculo do percentual de alunos PBF. Logo, a variável “percentual de alunos PBF” foi construída tendo por numerador o total de alunos PBF da escola em 2010 (medida em outubro/novembro desse ano) e como denominador o total de alunos matriculados no Ensino Básico da escola em 2010 (provenientes da base do Censo Escolar¹⁹). Essas variáveis não são preenchidas no mesmo momento do ano (o Censo é preenchido em maio), o que pode gerar imprecisões, resultantes da mobilidade ou evasão de alunos²⁰.

Retiramos da nossa amostra famílias i) com filhos em escolas privadas, ii) com filhos em escola que já estavam no PME em 2011 e iii) com questionários incompletos. Após tratamento, nossa base é

17 Definimos participação no mercado de trabalho como mães que se declararam empregadas, autônomas, donas de negócio próprio, trabalhadoras temporárias e desempregadas.

18 Definimos emprego permanente como as mães que se declararam empregadas, autônomas ou donas de negócio próprio.

19 O Censo é o principal instrumento de coleta de informações da educação básica no Brasil. As informações do censo são preenchidas anualmente por todas as escolas públicas e privadas do país.

20 Em 2 escolas foi constatado um percentual superior a 100% de alunos PBF. Essas escolas foram desconsideradas na análise.

composta por informações relativas a cerca de 1 milhão de famílias, sendo aproximadamente 30 mil com filhos matriculados em escolas com mais de 50% de alunos do Bolsa Família (maioria PBF).

Na Tabela 1, apresentamos as estatísticas descritivas conforme o percentual de alunos PBF das escolas (mais ou menos de 50% de alunos PBF). A diferença entre famílias dos dois grupos de escolas segue a direção esperada. Famílias de escolas com maioria PBF apresentam menor participação das mães no mercado de trabalho, menor número de mães com emprego permanente e maior número de mães desempregadas (Painel A da Tabela 1). Além disso, apresentam maiores índices de estudantes que trabalham – seja fora de casa, seja auxiliando em atividades domésticas (Painel B da Tabela 1). Vemos, ainda, que o percentual de alunos que trabalha fora de casa não é grande, mas tampouco inexpressivo: cerca de 7% em escolas com minoria PBF e 9% em escolas com maioria PBF.

As famílias com maioria PBF apresentam, ademais, menor quantidade de estudantes e mães que se declaram brancos, maior percentual de mães jovens (até 34 anos), maior probabilidade de possuírem outra criança de 0 a 5 anos, menores índices de escolaridade (tanto para as mães quanto para os pais) e renda família inferior (Painel D da Tabela 1).

Como esperado, há, ainda, uma diferença significativa no percentual de escolas que aderiram ao PME em 2012 – cerca de 23% das escolas com maioria PBF aderiram ao programa nesse ano, enquanto apenas 4% das escolas com minoria PBF o fizeram (Painel C da Tabela 1). Essa diferença deixa claro, ainda, o fato de se tratar de um critério de priorização e não de exclusão, uma vez que mesmo escolas com minoria PBF tiveram sua inclusão no programa autorizada em 2012.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas

	PBF < 50%			PBF > 50%		
	Média	Std. Dev.	N	Média	Std. Dev.	N
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Painel A: Variáveis Dependentes (Mães)						
Mercado de Trabalho	0,84	0,37	1.033.040	0,82	0,38	28.039
Emprego Permanente	0,61	0,49	1.033.040	0,49	0,50	28.039
Desempregada	0,18	0,39	1.033.040	0,26	0,44	28.039
Painel B: Variáveis Dependentes (Estudantes)						
Trabalho - Fora de Casa	0,07	0,25	560.806	0,09	0,28	9.004
Trabalho – Doméstico	0,36	0,48	560.806	0,43	0,49	9.004
Painel C: Variável de Tratamento						
Adesão ao PME (2012)	0,04	0,19	1.075.340	0,23	0,42	29.355
Painel D: Características das Famílias						
Estudante Homem	0,51	0,03	1.075.340	0,52	0,03	29.355
Mãe Branca	0,55	0,50	1.028.764	0,51	0,50	27.910
Filho 0 a 5 anos	0,37	0,48	947.012	0,43	0,50	25.951
Mãe - 16 a 24 anos	0,02	0,12	1.028.239	0,02	0,15	27.861
Mãe - 25 a 34 anos	0,36	0,48	1.028.239	0,43	0,50	27.861
Mãe - Fundamental	0,19	0,40	1.033.040	0,17	0,38	28.039
Mãe – Médio	0,33	0,47	1.033.040	0,20	0,40	28.039
Mãe – Superior	0,05	0,21	1.033.040	0,02	0,15	28.039
Pai - Fundamental	0,17	0,38	1.033.040	0,15	0,36	28.039
Pai – Médio	0,28	0,45	1.033.040	0,17	0,38	28.039
Pai – Superior	0,04	0,20	1.019.918	0,02	0,13	27.752
Renda Familiar < 1275	0,45	0,50	1.024.610	0,58	0,49	27.769
Renda Familiar > 2126	0,15	0,36	1.024.610	0,06	0,23	27.769

Nota: a tabela reporta a taxa média de desemprego, de trabalho infantil, de adesão ao Programa Mais Educação em 2012 e as características das famílias. As categorias de renda e de escolaridade da mãe refletem as categorias do questionário do Saresp. A estatística de trabalho infantil é reportada apenas para os Anos Finais, uma vez que não há estatística disponível no Saresp para os Anos Iniciais.

Identificação

O ponto central de nossa estratégia de identificação consiste em explorar a descontinuidade na elegibilidade para o PME como uma função do percentual de alunos PBF da escola para testar se a adesão ao programa levou a uma mudança em indicadores sociais de famílias de escolas “quase elegíveis” e “quase inelegíveis” ao redor do critério de elegibilidade (50% de alunos PBF). Para isso, adotamos um desenho de regressão descontínua *fuzzy* - RDD (*regression discontinuity design*)²¹.

Em um desenho *fuzzy*, o critério de elegibilidade não atua de forma determinística para definir a participação no programa. Trata-se exatamente do caso do PME: por um lado, diversas escolas com maioria PBF não aderiram ao programa (como vimos na seção 2, a adesão é voluntária); por outro, há escolas com minoria PBF que tiveram sua adesão autorizada. Assim, o limite de 50% representa uma mudança na probabilidade de adesão ao programa, mas não de 0 para 1, razão pela qual o desenho *fuzzy* mostra-se o mais adequado.

Em termos intuitivos, nossa estratégia empírica consiste, portanto, em i) avaliar se, de fato, há uma descontinuidade na probabilidade de participação no PME no *cutoff* (escolas com 50% de alunos PBF); ii) avaliar se essa descontinuidade é refletida em outras variáveis.

Seja Y_i a variável de interesse (y) para famílias com filhos matriculados na escola (i); P_i o percentual de alunos beneficiários do PBF da escola (i) em 2010 e %; e D_i uma variável *dummy* que indica se a escola possui maioria de alunos PBF. Nosso modelo de regressão é dado, simplesmente, por:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 (P_i - \bar{p}) + \alpha D_i + \beta_2 D_i (P_i - \bar{p}) + \mu_i \quad (1)$$

Nesse sentido, para avaliação dos efeitos do tratamento, estimamos regressões locais lineares com pesos kernel triangulares usando observações à esquerda e à direita do *cutoff* dentro de um

21 Para um artigo metodologicamente semelhante ao nosso, vide De Paola e Scoppa (2014), que avaliam o efeito de cursos de preparação (*remedial courses*) no desempenho acadêmico de estudantes universitários na Itália.

intervalo predeterminado (h). O impacto estimado (parâmetro α) é simplesmente a diferença entre os limites dessas regressões à esquerda e à direita do *cutoff*. Em linha com Lee e Card (2008), clusterizamos os erros padrões pelos valores da variável de elegibilidade (percentual de alunos PBF das escolas)²².

Usamos o desenho *sharp* implícito em (1) para estimar a descontinuidade na probabilidade de adesão ao PME (primeiro estágio). Para o segundo estágio, instrumentamos a variável de adesão ao PME em 2012 utilizando a *dummy* que indica se a escola possui maioria de alunos PBF (D_i). Uma RDD *fuzzy* pode ser compreendida, portanto, como uma estratégia de estimação baseada em variáveis instrumentais, na qual a descontinuidade é empregada como variável instrumental para o *status* do tratamento (ANGRIST; PISCHKE, 2009).

Como em regressões descontínuas os resultados são, muitas vezes, sensíveis à escolha dos intervalos (h), apresentamos os resultados do primeiro estágio para dois intervalos fixos ao redor do *cutoff* – 10 e 15 pontos percentuais – e para os “intervalos ótimos” (CATTANEO; VAZQUES-BARE, 2016)²³. Para simplificar a apresentação e facilitar comparações, reportamos os resultados do segundo estágio apenas para o intervalo de 10 pontos percentuais²⁴ e para intervalos ótimos. Os resultados mostraram-se robustos a variações no intervalo.

22 Como o percentual de alunos PBF é o mesmo para todas as famílias de uma mesma escola, isso permite a correlação irrestrita nos resultados de famílias da mesma comunidade.

23 O método para definição dos intervalos ótimos foi desenvolvido por Imbens e Kalyanaraman (2012) e busca minimizar o erro mínimo quadrado do estimador RDD, dada a escolha da ordem do polinômio de aproximação e da função kernel, razão pela qual é conhecido como MSE-ótimo. Como o erro quadrado mínimo do estimador é uma composição do quadrado do viés e da variância, o que o método faz é tentar “otimizar” o trade-off viés-variância. A descrição do processo de seleção da largura do intervalo MSE-ótimo pode ser encontrada em detalhes em Imbens e Kalyanaraman (2012) e Calonico *et al.* (2014).

24 O intervalo de 10 é o que melhor atinge o objetivo de permanecer tão perto quanto possível do *cutoff* e, ao mesmo tempo, contar com um número razoável de observações estatisticamente semelhantes.

Resultados

Adesão ao PME

A Tabela 2 traz os resultados das estimações do primeiro estágio. As colunas apresentam os resultados para diferentes intervalos ao redor do *cutoff*. Estimamos um aumento de mais 200% (ou 20 pontos percentuais) na probabilidade de adesão ao PME em 2012 em escolas no situadas a redor do *cutoff*. Como se nota, os coeficientes estimados foram coerentes nos três intervalos e significativos a 1% e 5%²⁵.

Os resultados estimados para o primeiro estágio podem ser observados graficamente na Figura 1, que exhibe o relacionamento entre a participação no PME e o percentual de alunos PBF. Centramos o *cutoff* em 0 – assim, escolas à direita do *cutoff* possuem mais de 50% dos alunos PBF e escolas à esquerda do *cutoff* possuem menos de 50% dos alunos PBF. A descontinuidade na probabilidade de participação ao redor do *cutoff* é bastante expressiva.

No Apêndice, reestimamos a equação (1) considerando a adesão ao PME em 2011, um ano antes da criação do critério que privilegiava escolas com maioria PBF. Como esperado, não observamos qualquer descontinuidade ao redor do *cutoff* naquele ano (Figura A.1 e Tabela A.1. do Apêndice), o que reforça a utilização do critério de 50% de alunos PBF como um quase experimento válido a partir de 2012.

Efeitos no Mercado de Trabalho

No Tabela 3, avaliamos os efeitos da educação integral no *status* de emprego das mães. A coluna (1) traz os resultados para a participação das mães no mercado de trabalho, a coluna (2) para o percentual de mães com emprego permanente e a coluna (3) para o percentual de mães desempregadas. Não encontramos impacto significativo em nenhuma das três variáveis. A evolução

25 O coeficiente estimado é coerente, ainda, com Oliveira e Terra (2016), que, utilizando uma amostra com as escolas de todo Brasil, também estimaram um aumento de cerca de 20 p.p. na probabilidade de adesão ao programa no *cutoff*.

da participação das mães no mercado de trabalho ao redor do *cutoff* pode ser observada no painel (a) da Figura 2, que confirma a ausência de descontinuidade.

O resultado surpreende. Seria razoável esperar que a educação integral, ao liberar as mães da responsabilidade por cuidar de seus filhos no contraturno escolar, facilitasse a sua entrada no mercado de trabalho – tal como ocorreu, por exemplo, no caso chileno, em que a extensão da jornada impactou positivamente a oferta de trabalho das mães (Berthelon *et al.*, 2015).

Uma hipótese é que nossa premissa esteja errada e que a responsabilidade por cuidar dos filhos não constitua, em São Paulo, um obstáculo ao ingresso no mercado de trabalho. É possível que as mães que trabalham já tivessem uma alternativa para essa questão (ex. deixassem os filhos com amigos e parentes) e que a educação integral, simplesmente, tenha oferecido uma opção adicional. Nesse caso, a oferta de trabalho não estaria correlacionada com a obrigatoriedade de cuidar das crianças e, conseqüentemente, não observaríamos um impacto da educação integral nessas variáveis. Outra hipótese é que o fato de a educação não abarcar o ano civil em sua integralidade – ou ainda pela ocorrência de greves e abstenções docentes – acabem por minorar o efeito potencial do tempo integral na posição das mães no mercado de trabalho.

As colunas (4) e (5) da Tabela 3 buscam avaliar os efeitos do programa no trabalho infantil – seja na forma de auxílio em atividades domésticas (4), seja na forma de trabalhos exercidos fora de casa (5). Também nesse caso não encontramos qualquer evidência de impacto significativo do PME. O painel (b) da Figura 2 ilustra a ausência de descontinuidade no percentual de estudantes na probabilidade de o estudante trabalhar fora de casa em dias letivos. Trata-se, novamente, de uma conclusão inesperada, uma vez que os alunos das escolas do programa devem permanecer pelo menos 7 horas por dia na escola, o que, ao menos em tese, os deixaria menos disponíveis para atividades laborais.

Tabela 2 – Estimativas dos Efeitos da Elegibilidade na Adesão ao PME em 2012. (primeiro estágio)

	Adesão ao PME	Adesão ao PME	Adesão ao PME
	(1)	(2)	(3)
Maioria PBF	0,200** (0,082)	0,206** (0,09)	0,199*** (0,077)
Intervalo	0,12	0,10	0,15
Observações	139.601	103.018	190.618
Constante	0,086	0,088	0,084

Nota: a tabela reporta os resultados das regressões locais lineares para o primeiro estágio. A variável Maioria PBF é um indicador se a escola possui maioria de alunos de famílias cadastradas no Programa Bolsa Família. O número de observações refere-se ao número de famílias dentro dos intervalos. O intervalo ótimo é definido conforme Imbens e Kalyanaraman (2012). Erros padrões robustos clusterizados pelo percentual de alunos do Programa Bolsa Família na escola entre parênteses.

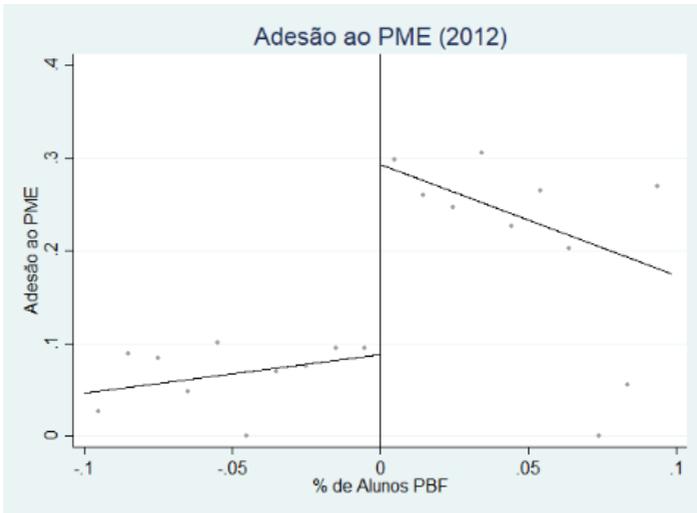
*** $p < 0,01$ e ** $p < 0,05$.

Tabela 3 – Estimativa dos Efeitos do Programa Mais Educação em Indicadores Sociais (segundo estágio)

	Mercado de Trabalho	Emprego Permanente	Desempregada	Trabalho Doméstico	Trabalho Externo
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PME (2012)	-0,073 (0,057)	-0,145 (0,094)	0,079 (0,062)	0,086 (0,101)	0,045 (0,065)
Intervalo	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10
Observações	98.540	98.540	98.540	39.120	39.120
Constante	0,839	0,535	0,239	0,407	0,074

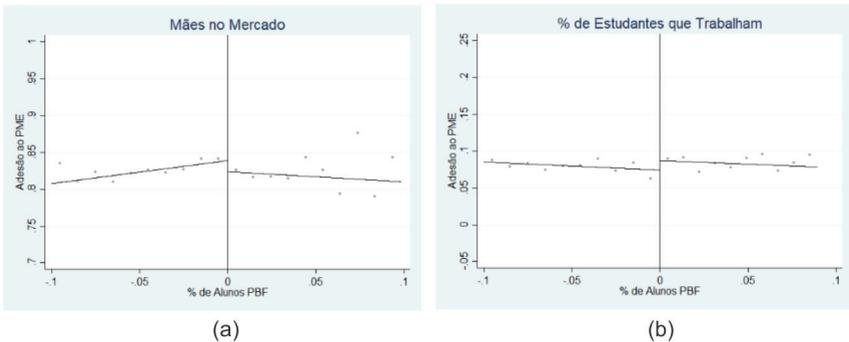
Nota: a tabela reporta os coeficientes 2SLS estimados por meio de regressões locais lineares (segundo estágio). A variável PME (2012) é um indicador se a escola aderiu ao Programa Mais Educação em 2012 (instrumentado por um indicador se a escola possuía maioria de alunos de famílias cadastradas no Programa Bolsa Família). O número de observações refere-se ao número de famílias dentro dos intervalos. As colunas (4) e (5) incluem apenas estudantes do 7º e 9º ano. Todas as estimativas foram realizadas considerando o intervalo de 10 p.p ao redor do *cutoff*. Estimativas considerando intervalos ótimos são reportadas na Tabela A.2 do Apêndice. Erros padrões robustos clusterizados pelo percentual de alunos do Programa Bolsa Família na escola entre parênteses.*** $p < 0,01$ e ** $p < 0,05$.

Figura 1 – Estimativas dos Efeitos da Elegibilidade na Adesão ao PME em 2012



Nota: Ilustração gráfica da evolução na probabilidade adesão ao PME em 2012 como função do percentual médio de alunos de famílias cadastradas no Programa Bolsa Família na escola. A linha vertical corresponde ao limite do critério de elegibilidade (valores centrados em 0). A figura reporta, ainda, os valores preditos de regressões locais lineares – uma à direita e outra à esquerda da *cutoff* – em um intervalo de 10 pontos percentual usando pesos kernel triangulares.

Figura 2 – Estimativa dos Efeitos do PME em Indicadores Sociais



Nota: ilustração gráfica da evolução da participação das mães no mercado de trabalho (painel a) e do trabalho infantil (painel b) como função do percentual médio de alunos de famílias cadastradas no Programa Bolsa Família na escola. A linha vertical corresponde ao limite do critério de elegibilidade (valores centrados em 0). A figura reporta, ainda, os valores preditos de regressões locais lineares – uma à direita e outra à esquerda da *cutoff* – em um intervalo de 10 pontos percentual usando pesos kernel triangulares.

Os resultados são contrários aos estimados por Yap *et al.* (2001), que encontraram efeitos significativos do Programa de Erradicação

do Trabalho Infantil (Peti) na redução do trabalho infantil. Deve-se destacar, contudo, que o contexto das avaliações é bastante distinto. O Peti foi implementado em regiões rurais de estados pobres do Nordeste brasileiro, caracterizados por altos índices de trabalho infantil (17% em Pernambuco e Sergipe e 38% na Bahia), enquanto nossa avaliação foi realizada em escolas urbanas do estado mais rico do país, com índices relativamente pequenos de estudantes que trabalham (7%). Além disso, o Peti é composto não só pela extensão da jornada escolar, mas também por uma transferência financeira aos pais de crianças com frequência escolar superior a 80% e que participassem das atividades do contraturno, enquanto no PME a participação do estudante sequer é obrigatória.

Efeitos Heterogêneos

Os resultados estimados por Berthelon *et al.* (2015) sugerem, ainda, uma hipótese alternativa para a ausência de impacto do PME no *status* de emprego das mães. Os autores mostram que os efeitos positivos da extensão da jornada no caso chileno são concentrados na 1ª e 2ª série (2º e 3º ano, no caso do Brasil). As estimativas de impacto da extensão da jornada da 3ª à 8ª série não foram estatisticamente significativas. Logo, a extensão da jornada parece ser particularmente relevante para mães de crianças de menor idade.

Na Tabela 4, buscamos avaliar essa hipótese e restringimos nossa análise às mães de alunos do 3º ano (colunas de 1 a 3) e 5º ano (colunas de 4 a 6). Novamente, não encontramos impacto significativo do programa nas variáveis analisadas. Avaliamos, ainda, o impacto do programa no trabalho infantil levando-se em consideração somente estudantes do 9º ano, que apresentam níveis ligeiramente superiores de estudantes que trabalham (11%). Também nesse caso não encontramos impacto significativo do PME.

Na Tabela 5, realizamos outros testes de heterogeneidade. Avaliamos o PME considerando somente: i) mães sem outros filhos

até 5 anos (colunas de 1 a 3); ii) mães jovens (até 34 anos)²⁶; e iii) mães com ensino médio completo²⁷. Para a estimação dos efeitos heterogêneos, criamos uma variável discreta para cada uma dessas categorias e limitamos nossa amostra às mães que atendem a essas condições. Em nenhum dos casos, os resultados estimados foram estatisticamente significativos.

Tabela 4 – Estimativa dos Efeitos do Programa Mais Educação em Indicadores Sociais para diferentes séries (segundo estágio)

	3º Ano			5º Ano			9º ano	
	Mercado de Trabalho	Emprego Permanente	Desempregada	Mercado de Trabalho	Emprego Permanente	Desempregada	Trabalho Doméstico	Trabalho Externo
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
PME (2012)	0,022	-0,301	0,283	-0,154	-0,140	-0,028	-0,012	0,035
	(0,116)	(0,352)	(0,327)	(0,142)	(0,171)	(0,095)	(0,12)	(0,117)
Intervalo	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10
Observações	11.414	11.414	11.414	33.915	33.915	33.915	17.520	17.520
Constante	0,848	0,545	0,240	0,845	0,539	0,238	0,407	0,112

Nota: a tabela reporta os coeficientes 2SLS estimados por meio de regressões locais lineares (segundo estágio). A variável PME (2012) é um indicador se a escola aderiu ao Programa Mais Educação em 2012 (instrumentado por um indicador se a escola possuía maioria de alunos de famílias cadastradas no Programa Bolsa Família). O número de observações refere-se ao número de famílias dentro dos intervalos. As colunas (7) e (8) incluem apenas estudantes do 7º e 9º ano. Todas as estimativas foram realizadas considerando o intervalo de 10 p.p ao redor do *cutoff*. Erros padrões robustos clusterizados pelo percentual de alunos do Programa Bolsa Família na escola entre parênteses. *** $p < 0,01$ e ** $p < 0,05$.

26 Os questionários do Saesp não trazem a informação sobre a idade exata das mães, mas somente categorias. A primeira categoria, de 16 a 24 anos, abrange um contingente bastante reduzido de mães (vide Tabela 1), razão pela qual optamos por considerar também a categoria seguinte (25 a 34 anos) quando definimos “mães jovens”.

27 Realizamos, ainda, diversos testes com interações entre a série de estudantes e as características das mães (ex.: mães jovens de estudantes do 3º ano). Em nenhum dos casos, encontramos evidência de impactos positivo do PME. Os resultados dessas estimações estão disponíveis mediante requisição aos autores.

Tabela 5 – Estimativa dos Efeitos do Programa Mais Educação em Indicadores Sociais para diferentes grupos de mães (segundo estágio)

	Sem filhos até 5 anos			Mãe - Até 34 anos			Mães com Ensino Médio		
	Mercado de Trabalho	Emprego Permanente	Desempregada	Mercado de Trabalho	Emprego Permanente	Desempregada	Mercado de Trabalho	Emprego Permanente	Desempregada
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
PME (2012)	-0,077	-0,136	0,056	0,009	-0,121	0,153	0,056	0,014	0,028
	(0,06)	(0,097)	(0,064)	(0,047)	(0,094)	(0,096)	(0,073)	(0,102)	(0,086)
Intervalo	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10
Observações	52.663	52.663	52.663	42.835	42.835	42.835	24.631	24.631	24.631
Constante	0,834	0,561	0,212	0,863	0,545	0,251	0,867	0,647	0,175

Nota: a tabela reporta os coeficientes 2SLS estimados por meio de regressões locais lineares (segundo estágio). A variável PME (2012) é um indicador se a escola aderiu ao Programa Mais Educação em 2012 (instrumentado por um indicador se a escola possuía maioria de alunos de famílias cadastradas no Programa Bolsa Família). O número de observações refere-se ao número de famílias dentro dos intervalos. Todas as estimativas foram realizadas considerando o intervalo de 10p.p ao redor do *cutoff*. Erros padrões robustos clusterizados pelo percentual de alunos do Programa Bolsa Família na escola entre parênteses. *** $p < 0,01$ e ** $p < 0,05$.

Impacto em outras variáveis

No Apêndice, conduzimos, ainda, uma série de estimações com o objetivo de avaliar o impacto do PME na satisfação dos pais com a escola (notas para diretores, professores, infraestrutura e segurança) e no percentual de estudantes em recuperação em português, matemática, ciências e outras disciplinas. Não encontramos qualquer evidência de impacto significativa do PME nessas variáveis.

Testes de Robustez

Realizamos, nesta seção, uma série de testes de robustez. Nas duas primeiras subseções, foram empregadas duas técnicas de falsificação/validação usuais na literatura de regressão descontínua: o teste de densidade na evolução das unidades ao redor do *cutoff*, que visa descartar eventuais manipulações na variável de elegibilidade, e o teste de descontinuidade em covariadas, que avalia se há alguma descontinuidade no *cutoff* em características exógenas, que não deveriam ser afetadas pelo programa. Esses testes são coerentes no

sentido de apontar a robustez de nossa estratégia de identificação. Em seguida, descrevemos, brevemente, uma estratégia de estimação alternativa dos efeitos do programa por diferenças em diferenças (DiD). As estimativas por DiD confirmam nossos resultados.

Teste de McCrary

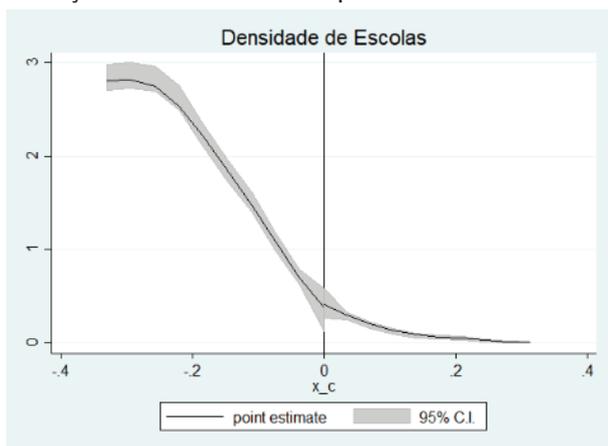
Em uma estratégia RDD, assumimos que a designação para o tratamento ao redor do *cutoff* seria semelhante a um experimento aleatório (LEE, 2008). Isso não ocorreria caso as escolas pudessem, por exemplo, alterar o seu percentual de alunos PBF, de forma a se tornarem elegíveis para o tratamento. Intuitivamente, sabemos que é pouquíssimo provável que essa manipulação tenha ocorrido no caso do PME. Nossa variável de elegibilidade (percentual de alunos PBF na escola em 2010) somente foi adotada como critério de priorização do programa em 2011 – ou seja, para manipular essa variável, as escolas teriam que antecipar a futura adoção desse critério pelo programa. Assim, sabemos de antemão que a premissa de que os agentes não tenham controle sobre a variável de elegibilidade se sustenta.

Ainda assim, conduzimos teste formal proposto por Cattaneo *et al.* (2017) such as those of earnings or a poverty index, near or at a boundary point. Standard kernel density estimators cannot be used near boundary points due to their boundary bias, a fact that has led researchers to restrict attention to a region in the interior of the full support of the data or to employ other ad hoc smoothing or truncation methods. This paper presents an intuitive and easy-to-implement nonparametric density estimator based on local polynomial techniques, which does not require pre-binning or any other transformation of the data while still being fully boundary adaptive and automatic. This estimator is readily applicable to a variety of empirical contexts, including manipulation testing, counterfactual comparisons, treatment effects heterogeneity and specification, bunching, and auctions, just to mention a few obvious examples. We study the asymptotic properties of the proposed density estimator and use these results to provide fully automatic

point estimation, inference and bandwidth selection methods. We apply these results to three specific empirical settings: discontinuity in density testing (McCrary, 2008, em linha com McCrary (2008)). A ideia básica por trás do teste é que, na ausência de manipulação do percentual de alunos PBF das escolas ao redor do *cutoff*, a densidade da variável de elegibilidade deve ser contínua ao redor desse valor. Assim, caso haja evidência de descontinuidade na frequência de escolas com percentual de alunos PBF superior a 50%, haveria razão para nos preocuparmos com a possibilidade de esse índice ter sido manipulado pelas escolas.

Os resultados podem ser observados na Figura 3. Não observamos nenhuma descontinuidade na evolução da densidade da variável de elegibilidade ao redor do *cutoff*. A ausência de manipulação dos dados é consistente com nossa premissa de identificação de que a designação para o tratamento ao redor do *cutoff* é “tão boa” quanto uma designação aleatória.

Figura 3 – Distribuição das escolas conforme o percentual de alunos PBF



Nota: a figura reporta as densidades locais polinomiais do percentual de alunos PBF das escolas nos dois lados do *cutoff* e os respectivos intervalos de confiança (95%) conforme (CATTANEO; JANSSON; MA, 2017).

Testes Placebo em Covariadas

Uma das hipóteses mais importantes de um desenho de RDD é a continuidade da evolução das variáveis de interesse ao redor do *cutoff* na ausência do tratamento. Uma forma de conferir maior robustez a essa premissa é testarmos para a existência de descontinuidade em uma série de variáveis não afetadas pelo tratamento. Para isso, utilizamos os mesmos métodos aplicados nas variáveis de interesse nas seções anteriores em uma série de variáveis socioeconômicas das famílias: raça dos estudantes e das mães, sexo dos estudantes, idade e escolaridade das mães, escolaridade dos pais e *status* dos pais no mercado de trabalho (partimos da premissa que a educação integral não afeta a oferta de trabalho dos pais).

Os resultados dessas estimações podem ser consultados na Tabela 6. Como se nota, não encontramos evidência de descontinuidade significativa em nenhuma das variáveis analisadas, o que, novamente, é consistente com a designação ao redor da descontinuidade ser “tão boa” quanto uma designação aleatória.

Tabela 6 – Estimativa dos Efeitos do Programa Mais Educação em Covariadas (segundo estágio)

	Covariadas				N
	Intervalo	Constante	Coefficiente	Erro Padrão	
Painel A: Características das Famílias					
Estudante Branco	0,10	0,46	0,08	0,12	100.334
Mãe Branca	0,10	0,49	0,04	0,12	98.102
Filho 0 a 5 anos	0,10	0,58	-0,09	0,09	90.997
Mãe - 16 a 24 anos	0,10	0,02	0,01	0,01	98.009
Mãe - 24 a 35 anos	0,10	0,42	0,22	0,14	98.009
Mãe - Fundamental	0,10	0,19	0,01	0,05	98.540
Mãe - Médio	0,10	0,22	0,12	0,09	98.540
Mãe - Superior	0,10	0,03	0,01	0,03	98.540

Pai - Fundamental	0,10	0,16	0,04	0,04	98.540
Pai - Médio	0,10	0,18	0,07	0,08	98.540
Pai - Superior	0,10	0,02	0,00	0,02	97.498
Pai - Mercado de Trabalho	0,10	0,84	0,01	0,05	98.540
Pai - Emprego Permanente	0,10	0,73	0,08	0,08	98.540
Pai - Desempregado	0,10	0,06	-0,04	0,04	97.735

Nota: a tabela reporta os coeficientes 2SLS estimados por meio de regressões locais lineares (segundo estágio). A variável PME (2012) é um indicador se a escola aderiu ao Programa Mais Educação em 2012 (instrumentado por um indicador se a escola possuía maioria de alunos de famílias cadastradas no Programa Bolsa Família). O número de observações (N) refere-se ao número de famílias dentro dos intervalos. As colunas (4) e (5) incluem apenas estudantes do 7º e 9º ano. Todas as estimativas foram realizadas considerando o intervalo de 10 p.p ao redor do *cutoff*. Erros padrões robustos clusterizados pelo percentual de alunos do Programa Bolsa Família na escola entre parênteses. *** p<0,01 e ** p<0,05.

Estimação por Diferenças em Diferenças

Uma limitação relevante da estimação por regressão descontínua diz respeito à validade externa. Isto é, o impacto estimado não é generalizável a todas escolas, mas restrito às escolas situadas ao redor do *cutoff* – ou seja, trata-se de uma estimação local do impacto do programa. Com vistas a contornar essa limitação de validade externa e conferir maior robustez aos resultados estimados, complementamos a estimação por RDD com uma estratégia empírica baseada na metodologia de diferenças em diferenças com pareamento.

Para isso, agregamos os dados de 2011 e 2012 a nível da escola e rodamos uma regressão DiD padrão:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 T_i + \beta_3 X_{it} + \lambda_i + u_{it} \quad (2)$$

onde Y_{it} é a variável de interesse para a escola i no ano t (2011 e 2012); D_{it} uma variável *dummy* que assume um valor 1 se o ano é 2012 e se a escola i aderiu ao PME; T_i uma variável *dummy* igual a 1 se o ano é 2012 e 0, caso contrário; X_{it} uma série de características de controle das famílias e dos municípios²⁸; λ_i os efeitos fixos da

28 Para as famílias, controlamos para raça, escolaridade e idade das mães e para a presença de crianças de menos de 5 anos. Para os municípios, controlamos para o PIB *per capita* e para a população.

escola; e u_{it} , o termo de erro. O coeficiente de interesse é β_1 , que acompanha o termo de interação.

Os resultados dessas estimações podem ser consultados na Tabela A.3 do Apêndice. Não observamos impacto positivo e significativo do PME em nenhuma das variáveis avaliadas, confirmando, assim, as estimações realizadas por RDD.

Conclusão

A implementação de programas de educação em tempo integral entrou na agenda da maioria dos países latino-americanos nos últimos anos, independentemente do partido político no poder²⁹. O objetivo principal da maioria dos programas existentes é melhorar o desempenho acadêmico dos estudantes. Contudo, a extensão da jornada escolar, particularmente em escolas públicas, pode apresentar também um forte componente social.

Uma das hipóteses é que a extensão da jornada poderia afetar a oferta de trabalho das mães (aumentando e qualificando sua participação no mercado de trabalho) e dos estudantes (reduzindo o trabalho infantil). Neste trabalho, testamos essa hipótese examinando o impacto da maior política de financiamento à educação integral no Brasil em diferentes variáveis de participação das mães e das crianças no mercado de trabalho. Não encontramos impacto significativo do programa em nenhuma das variáveis analisadas.

Os resultados deste trabalho, bem como de outros que demonstram a ausência de impacto do PME no desempenho acadêmico, não representam um argumento contra políticas de educação integral *per se*. Não temos dúvidas de que a expansão da jornada escolar *pode* contribuir para o aumento da qualidade da educação no País, bem como para a melhora de certos indicadores sociais. O que esses estudos mostram é que a educação integral, *da forma como vem sendo estimulada e financiada pelo Governo Federal brasileiro no âmbito do Programa Mais Educação*, não vem apresentando resultados satisfatórios para a sociedade, precisando ser redesenhada.

29 A título ilustrativo, todos os candidatos presidenciais do Brasil na eleição de 2014 apoiavam a expansão de políticas de educação integral.

No PME, o governo federal assume como sua única responsabilidade o envio do dinheiro para as escolas, sem qualquer avaliação de como esse dinheiro está, de fato, sendo empregado. Além disso, a extensão da jornada escolar é amplamente baseada no trabalho de monitores voluntários que não recebem salário, mas uma pequena “ajuda de custo”. Trata-se de uma fragilidade mencionada por uma coordenadora do programa Cidade Escola em Porto Alegre:

As escolas sempre apontam para a questão do valor recebido pelos monitores. Uma diretora de escola, por exemplo, me disse que se constrange quando vai fazer um cheque, porque realmente acha vergonhoso pagar esse montante. E a outra questão é a rotatividade desses monitores. Hoje eles estão ali, daqui a pouco conseguem um serviço e vão embora. Algumas escolas conseguem estabelecer um vínculo e um tempo de permanência maior, mas essa rotatividade, junto com a questão do pagamento é uma grande reclamação. (ALMEIDA *et al.*, 2016).

Nesse sentido, a falta de cultura de avaliação de impacto no Brasil, aliada ao costume de se avaliar políticas pelos seus insumos (ex.: número de escolas atendidas), parece contribuir diretamente para o insucesso do PME, na medida em que pulveriza o recurso disponível em um grande número de escolas, reduzindo o orçamento por escola. A alta rotatividade, aliada a falta de preparo dos monitores, pode explicar grande parte dos resultados alcançados nas avaliações de impacto recentes do PME, tanto em indicadores acadêmicos quanto sociais.

Finalmente, julgamos fundamental que análises de programas como o Mais Educação não fiquem limitadas ao seu impacto no desempenho acadêmico dos estudantes. É indiscutível que a escola constitui parte fundamental da vida de crianças, jovens e de suas famílias, exercendo uma influência que vai muito além do desenvolvimento acadêmico. Esperamos que este trabalho estimule outros pesquisadores a avaliar o impacto da educação integral e de outros

programas educacionais em uma série de outros indicadores, tais como criminalidade, comportamentos de risco, entre outros.

Referências

- ALMEIDA, R. K. et al. Assessing the impacts of Mais Educação on educational outcomes: evidence between 2007 and 2011. Washington, D.C.: World Bank Group, **Policy Research working paper**, v. 1, n. WPS 7644, 2016. Disponível em: <<http://documents.worldbank.org/curated/pt/316291468185036423/Assessing-the-impacts-of-Mais-Educacao-on-educational-outcomes-evidence-between-2007-and-2011>>. Acesso em: 6 ago. 2018.
- ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J.-S. **Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion**. 1 ed. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- ARONSON, J.; ZIMMERMAN, J.; CARLOS, L. Improving student achievement by extending school: is it just a matter of time? California: **Wested**, p. 1-9, april, 1998. Disponível em: https://www.wested.org/online_pubs/po-98-02.pdf. Acesso em 7 set. 2018.
- ARZOLA, M. P. **Impacto de la jornada escolar completa en el desempeño de los alumnos**. Tesis (Magister en economia) Instituto de Economia. Chile: Pontificia Universidad Catolica de Chile, 2010.
- BELLEI, C. Does lengthening the school day increase students' academic achievement? Results from a natural experiment in Chile. **Economics of Education Review**, v. 28, n. 5, p. 629-640, 2009.
- BERTHELON, M.; KRUGER, D.; OYARZÚN, M. The effects of longer school days on mothers' labor force participation. **IZA Discussion Papers**, Germany, IZA DP n. 9212, 2015.
- BLAU, D.; CURRIE, J. Pre-School, day care, and after-school care: who's minding the kids? **Handbook of the Economics of Education**, v. 2, n.1, p. 1163-1278, 2006.

BRASIL. **Manual de educação integral para obtenção de apoio financeiro por meio do Programa Dinheiro Direto na Escola** - PDDE, no Exercício de 2008. Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE), 2009a. Disponível em: ftp://ftp.fnde.gov.br/web/pdde/manual_pdde_2009_escola_integral.pdf. Acesso em: 26 fev. 2020.

BRASIL. **Programa Mais Educação: Gestão Intersetorial no Território**. Série Mais Educação. Brasília: Ministério da Educação (MEC), 2009b. Disponível em: http://portal.mec.gov.br/dmdocuments/cader_maiseducacao.pdf. Acesso em: 25 fev. 2020.

BRASIL. **Texto Referência para o Debate Nacional**. Série Mais Educação. Ministério da Educação (MEC), 2009c. Disponível em: http://educacaointegral.mec.gov.br/images/pdf/biblioteca/cadfinal_educ_integral.pdf. Acesso em: 25 fev. 2020.

BRASIL. **Pressupostos para Projetos Pedagógicos de Educação Integral**. Série Mais Educação. Brasília: Ministério da Educação (MEC), (2009d). Disponível em: http://educacaointegral.mec.gov.br/images/pdf/biblioteca/cad_mais_educacao_2.pdf Acesso em: 25 fev. 2020.

CALONICO, S. *et al.* Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs. **Econometrica**, v. 82, n. 6, p. 2295-2326, 2014.

CARD, D.; KRUEGER, A. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania. **The American Economic Review**, v. 84, n. 4, p. 772-793, 1994.

CASCIO, E. U. Maternal labor supply and the introduction of kindergartens into american public schools. **Journal of Human Resources**, v. 44, n. 1, p. 140-170, 2009.

CATTANEO, M. D.; JANSSON, M.; MA, X. **Simple local polynomial density estimators**. [s.l: s.n.], 2017. Disponível em: <https://sites.google.com/site/rdpackages/rddensity>. Acesso em: 26 set. 2017.

- CATTANEO, M. D., TITIUNIK, R. **A practical introduction to regression discontinuity designs**. Cambridge: Cambridge University Press, 2017. Disponível em: http://www-personal.umich.edu/~cattaneo/books/Cattaneo-Idrobo-Titiunik_2017_Cambridge.pdf Acesso em: 19 ago. 2018.
- CATTANEO, M. D., VAZQUEZ-BARE, G. The choice of neighborhood in regression discontinuity designs. **Observational Studies**, n. 2, p. 134-146, 2016. Disponível em: http://www-personal.umich.edu/~cattaneo/papers/Cattaneo-VazquezBare_2016_ObsStud.pdf. Acesso em: 19 ago. 2018.
- CERDAN-INFANTES, P.; VERMEERSCH, C. More time is better: an evaluation of the full time school program in Uruguay. **World Bank**, Policy Research Working Paper Series, n. 13, 2007.
- DE PAOLA, M.; SCOPPA, V. The effectiveness of remedial courses in Italy: a fuzzy regression discontinuity design. **Journal of Population Economics**, v. 27, n. 2, p. 365-386, 17, 2014.
- FNDE. **Manual de educação integral para obtenção de apoio financeiro através do Programa Dinheiro Direto na Escola - PDDE**, no exercício de 2009. Brasília: Ministério da Educação (MEC), Fundo Nacional de desenvolvimento da educação, 2009. Disponível em: ftp://ftp.fnde.gov.br/web/pdde/manual_pdde_2009_escola_integral.pdf. Acesso em: 19 ago. 2018.
- FITZPATRICK, M. D. Preschoolers enrolled and mothers at work? The effects of universal prekindergarten. **Journal of Labor Economics**, v. 28, n. 1, p. 51-85, 2010.
- FITZPATRICK, M. D. Revising our thinking about the relationship between maternal labor supply and preschool. **Journal of Human Resources**, v. 47, n. 3, p. 583-612, 2012.
- GRAVES, J. School calendars, child care availability and maternal employment. **Journal of Urban Economics**, v. 78, n. C, p. 57-70, 2013.
- IMBENS, G.; KALYANARAMAN, K. Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator. **The Review of Economic Studies**, v. 79, n. 3, p. 933-959, 2012.

- JACOB, Brian.; LEFGREN, L. Are Idle Hands the Devil's Workshop? Incapacitation, Concentration, and Juvenile Crime. **American Economic Review**, v. 93, n. 5, p. 1560-1577, 2003.
- KRUGER, D. I.; BERTHELON, M. E. Delaying the bell: the effects of longer school days on adolescent motherhood in Chile. **IZA Discussion Papers**, n. 4553, 2009.
- LEE, D. S. Randomized experiments from non-random selection in U.S. House elections. **Journal of Econometrics**, v. 142, n. 2, p. 675-697, 2008.
- LEE, D. S.; CARD, D. Regression discontinuity inference with specification error. **Journal of Econometrics**, v. 142, n. 2, p. 655-674, 2008.
- MCCRARY, J. Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. **Journal of Econometrics**, v. 142, n. 2, p. 698-714, 2008.
- OLIVEIRA, L. F. B. DE; TERRA, R. Impacto do Programa Mais Educação em indicadores educacionais. **IPC-IG Working Paper**, International Policy Centre for Inclusive Growth, n. 147, 2016.
- ORAZEM, P. F.; GUNNARSSON, V. Child labour, school attendance and academic performance: a review. **ILO Working Papers**, International Labour Office, 2003.
- PATTAL, E.; COOPER, H.; ALLEN, A. Extending the school day or school year: a systematic review of research (1985-2009). **Review of Educational Research**, v. 80, n. 3, p. 401-436, 2010.
- ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983.
- YAP, Y. L. *et al.* **Limiting child labor through behavior-based income transfers: an experimental evaluation of the Peti Program in rural brazil**, [s.l.: s.n.], 2001. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.200.5842&rep=rep1&type=pdf>>. Acesso em: 7 ago. 2018.

Apêndice

Testes de Robustez Adicionais

Testes de Placebo em 2011

A Tabela A.1 reproduz os resultados do primeiro estágio considerando a entrada de escolas no PME em 2011, último ano em que o critério de 50% de alunos PBF ainda não tinha sido adotado. Os dados da tabela são representados graficamente na Figura A.1. Como se nota, tanto pela Análise da Tabela A.1 quanto a da Figura A.1, em nenhum dos casos a descontinuidade estimada mostrou-se estatisticamente significativa. Reforça-se, assim, a utilização do critério de 50% de alunos PBF como um quase experimento válido a partir de 2012.

Utilização de Intervalos Ótimos

Na Tabela 3, apresentamos os resultados do segundo estágio considerando um intervalo de 10 pontos percentuais ao redor do *cutoff* para todas as variáveis, de forma a permitir maior comparabilidade dos resultados. Uma alternativa seria utilizar intervalos ótimos para cada variável³⁰. Os resultados das estimações do segundo estágio considerando intervalos ótimos podem ser conferidos nas Tabelas A.2. Os resultados permanecem robustos a variações no intervalo: em nenhuma das estimações encontramos impactos significativos do PME nas variáveis analisadas.

30 O método para definição dos intervalos ótimos foi desenvolvido por Imbens e Kalyanaraman (2012) e busca minimizar o erro mínimo quadrado do estimador RDD, dada a escolha da ordem do polinômio de aproximação e da função kernel, razão pela qual é conhecido como MSE-ótimo. Como o erro quadrado mínimo do estimador é uma composição do quadrado do viés e da variância, o que o método faz é tentar “otimizar” o trade-off viés-variância. A descrição do processo de seleção da largura do intervalo MSE-ótimo pode ser encontrada em detalhes em Imbens e Kalyanaraman (2012) e Calonico *et al.* (2014).

Estratégia Empírica Alternativa: Uma Estimação por Diferenças em Diferenças

Como mencionado no texto principal, visando conferir maior robustez aos resultados do artigo, realizamos, ainda, uma estimação dos efeitos do PME baseada em uma estratégia de identificação distinta, utilizando a metodologia de diferenças em diferenças (DiD)³¹. Combinamos essa metodologia com a técnica de pareamento por escore de propensão - PSM³². Dessa forma, controlamos para características pré-tratamento observáveis com o PSM e para características não observáveis invariantes no tempo utilizando a DiD³³.

A combinação das duas técnicas foi realizada em dois passos. De início, realizamos o pareamento com base em características das escolas antes do tratamento – utilizamos como base o ano de 2011³⁴. Após o pareamento, reestimamos a equação (2) com mínimos quadrados ponderados, onde os pesos são dados pelos pesos do PSM.

A Tabela A.3 traz os resultados das estimativas do impacto do PME no *status* de emprego das mães e no trabalho infantil. Os coeficientes estimados consistem na diferença da evolução das variáveis de interesse dos grupos tratamento e controle entre 2011 e 2012 – ou seja, são o estimador DiD. Nas colunas (1) e (4), reportamos o resultado para a estimação por diferenças em diferenças sem controle e sem pareamento. Encontramos um impacto positivo do programa na participação das mães no mercado de trabalho e no percentual de mães desempregadas nos Anos Iniciais (3º e 5º ano). Contudo, as estimativas se tornam não significativas quando

31 Para a apresentação formal do método e sua aplicação, vide Card e Krueger (1994).

32 Para a apresentação formal do método e sua aplicação, vide Rosenbaum e Rubin (1983).

33 Note que a combinação ainda possui limitações, uma vez que não controla para características não observáveis variantes no tempo.

34 O pareamento foi realizado com base nas características das famílias, das escolas e dos municípios. Para as famílias, controlamos para raça, escolaridade, idade e *status* de emprego das mães, para a presença de crianças com menos de 5 anos e para a renda média da família. Para as escolas, para o número de estudantes por escola e para o percentual de alunos PBF. Para os municípios, controlamos para o PIB *per capita* e para a população.

adicionamos os controles (colunas 2 e 5) e quando realizamos o pareamento (colunas 4 e 6).

Logo, os resultados estimados no artigo mostram-se robustos à escolha do método de estimação, o que reforça a ausência de impacto significativo do PME em indicadores sociais, de satisfação dos pais com a escola e no percentual de estudantes em recuperação.

Impacto na Satisfação dos Pais com a Escola e em Indicadores de Estudantes em Recuperação

Conduzimos, ainda, uma série de estimações com o objetivo de avaliar o impacto do PME na satisfação dos pais com a escola. Avaliamos essa hipótese por meio de quatro itens no questionário, nos quais se pede aos pais que deem uma nota de 0 a 10 para os seguintes insumos escolares: i) diretor; ii) professores; iii) infraestrutura (instalações físicas); e iv) segurança. Como se nota nas colunas 1-4 da Tabela A.4, não identificamos evidência de impacto significativo do programa em nenhuma dessas variáveis.

Avaliamos, ainda, o impacto do programa no percentual de estudantes que frequentaram aulas de recuperação em português, matemática, ciências e outras disciplinas durante o ano letivo. Trata-se de informação existente somente para estudantes dos Anos Finais.

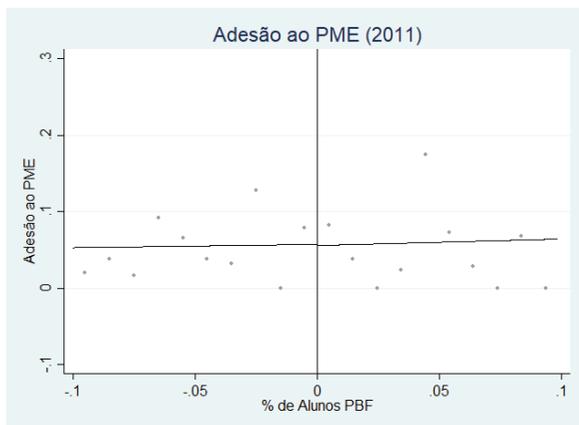
Em coerência com estudos anteriores que buscaram avaliar o impacto do programa em indicadores acadêmicos (OLIVEIRA; TERRA, 2016; ALMEIDA *et al.*, 2016), não encontramos evidência de impacto significativo do PME nos índices de estudantes em recuperação (vide colunas 5-8 da Tabela A.4). Reforça-se, assim, a evidência de que o programa não impacta de forma significativa o desempenho acadêmico dos estudantes das escolas participantes nem mesmo em português e matemática, ainda que a única atividade obrigatória no âmbito do PME seja justamente o acompanhamento pedagógico nessas duas disciplinas.

Descrição das Variáveis

A Tabela A.5 oferece um panorama completo das variáveis utilizadas neste trabalho, bem como da fonte dos dados. Os dados

referentes às características das escolas (Painel B) cuja fonte são “MEC” e “MDS” foram obtidos, diretamente, em consulta ao Ministério da Educação e ao Ministério do Desenvolvimento Social.

Figura A.1 - Adesão ao PME em 2011



Nota: ilustração gráfica da evolução na probabilidade adesão ao PME em 2011 como função do percentual médio de alunos de famílias cadastradas no Programa Bolsa Família na escola. A linha vertical corresponde ao limite do critério de elegibilidade (valores centrados em 0). A figura reporta, ainda, os valores preditos de regressões locais lineares – uma à direita e outra à esquerda do *cutoff* – em um intervalo de 10 pontos percentual usando pesos kernel triangulares.

Tabela A.1 – Resultados das Regressões na Participação no PME em 2011 (Primeiro Estágio)

	Adesão ao PME (2011)	Adesão ao PME (2011)	Adesão ao PME (2011)
	(1)	(2)	(3)
Maioria PBF	-0,01 (0,042)	0,00 (0,051)	-0,01 (0,041)
Intervalo	0,15	0,10	0,15
Observações	191.859	107.162	198.936
Constante	0,061	0,057	0,060

Nota: a tabela reporta os resultados das regressões locais lineares para o primeiro estágio em 2011. A variável Maioria PBF é um indicador se a escola possui maioria de alunos de famílias cadastradas no Programa Bolsa Família. O número de observações refere-se ao número de famílias dentro dos intervalos. O intervalo ótimo é definido conforme Imbens e Kalyanaraman (2012). Erros padrões robustos clusterizados pelo percentual de alunos do Programa Bolsa Família na escola entre parênteses. *** $p < 0,01$ e ** $p < 0,05$.

Tabela A.2 – Estimativa dos Efeitos do Programa Mais Educação em Indicadores Sociais (segundo estágio com intervalos ótimos)

	Mercado de Trabalho	Emprego Permanente	Desempregada	Trabalho Doméstico	Trabalho Externo
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PME (2012)	-0,082	-0,143	0,068	0,125	0,072
	(0,063)	(0,092)	(0,05)	(0,134)	(0,092)
Intervalo	0,092	0,104	0,177	0,085	0,074
Observações	85.306	104.113	233.111	31.328	26.426
Constante	0,841	0,534	0,242	0,406	0,072

Nota: A tabela reporta os coeficientes 2SLS estimados por meio de regressões locais lineares (segundo estágio). A variável PME (2012) é um indicador se a escola aderiu ao Programa Mais Educação em 2012 (instrumentado por um indicador se a escola possuía maioria de alunos de famílias cadastradas no Programa Bolsa Família). O número de observações refere-se ao número de famílias dentro dos intervalos. As colunas (4) e (5) incluem apenas estudantes do 7º e 9º ano. Os intervalos ótimos foram definidos conforme Imbens e Kalyanaraman (2012). Erros padrões robustos clusterizados pelo percentual de alunos do Programa Bolsa Família na escola entre parênteses. *** $p < 0,01$ e ** $p < 0,05$.

Tabela A.3 – Efeitos do PME no Emprego das Mães e na Satisfação dos Pais com a Escola (evolução dos indicadores entre 2011 e 2012)

Variável	Anos Iniciais			Anos Finais		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<u>Painel A: Status de emprego da mãe</u>						
Mercado de Trabalho*ano2012	0,0174***	-0,001	0,002	0,0156	0,001	0,002
	-0,006	-0,004	-0,005	-0,008	-0,004	-0,005
Emprego Permanente*ano2012	0,005	-0,006	-0,002	0,0126	0,001	0,005
	-0,006	-0,005	-0,006	-0,008	-0,005	-0,006
Desempregada*ano2012	0,0120**	0,006	0,008	0,005	0,002	0,000
	-0,005	-0,005	-0,006	-0,004	-0,004	-0,004
				Sim	Sim	Sim
<u>Painel B: Trabalho Infantil</u>						
Trabalho Doméstico*ano2012				0,002	0,002	0,000
				-0,005	-0,005	-0,006
Trabalho fora de casa*ano2012				-0,002	-0,001	-0,001
				-0,003	-0,003	-0,003

Efeitos fixos da Escola	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Matching	Não	Não	Kernel	Não	Não	Kernel
Número de Escolas	3.671	3.671	2.956	3.239	3.239	3.113

Nota: a tabela reporta os coeficientes das estimações por diferenças em diferenças. As colunas (1) e (4) trazem os resultados para a especificação sem controles e sem pareamento. As colunas (2) e (5), para a estimação com controles para características das mães (raça, escolaridade, idade e um indicador para a presença de criança com menos de 5 anos em casa) e dos municípios (PIB *per capita* e população). As colunas (3) e (6) consideram pareamento realizado com base nas características das famílias (raça, escolaridade, idade das mães e *status* de emprego das mães, um indicador para a presença de criança com menos de 5 anos em casa e renda da família), das escolas (alunos por escola e percentual de alunos PBF) e dos municípios (PIB *per capita* e população) em 2011. Erros padrões robustos entre parênteses. *** $p < 0,01$ e ** $p < 0,05$.

Tabela A.4 – Estimativa dos Efeitos do Programa Mais Educação na Satisfação dos Pais com a Escola e em Indicadores Acadêmicos (segundo estágio)

	Nota Professores	Nota Diretor	Nota Infraestrutura	Nota Segurança
	(1)	(2)	(3)	(4)
PME (2012)	0,535	1,272	2,244	2,754
	(0,593)	(0,856)	(1,399)	(1,852)
Intervalo	0,10	0,10	0,10	0,10
Observações	96.867	95.098	95.156	96.065
Constante	8,66	8,56	7,79	7,03
	Recuperação - Português	Recuperação - Matemática	Recuperação - Ciências	Recuperação - Outros
	(5)	(6)	(7)	(8)
PME (2012)	-0,055	0,169	-0,092	-0,041
	-0,106	-0,164	-0,134	-0,146
Intervalo	0,10	0,10	0,10	0,10
Observações	38.967	38.997	38.930	38.968
Constante	0,35	0,33	0,22	0,25

Nota: A tabela reporta os coeficientes 2SLS estimados por meio de regressões locais lineares (segundo estágio). A variável PME (2012) é um indicador se a escola aderiu ao Programa Mais Educação em 2012 (instrumentado por um indicador se a escola possuía maioria de alunos de famílias cadastradas no Programa Bolsa Família). O número de observações refere-se ao número de famílias dentro dos intervalos. As colunas (5-8) incluem apenas estudantes do 7º e 9º anos. Todas as estimativas foram realizadas considerando o intervalo de 10p.p ao redor do *cut-off*. Erros padrões robustos clusterizados pelo percentual de alunos do Programa Bolsa Família na escola entre parênteses. *** $p < 0,01$ e ** $p < 0,05$.

Tabela A.5 – Descrição das Variáveis

	Descrição da Variável	Fonte
<u>Painel A: Variáveis Dependentes (Mães)</u>		
Mercado de Trabalho	Variável que indica que se a mãe está empregada, é autônoma possui negócio próprio, possui emprego temporário ou está desempregada	Saresp (2012)
Emprego Permanente	Variável que indica que se a mãe está empregada, é autônoma ou possui negócio próprio	Saresp (2012)
Desempregada	Variável que indica se a mãe está desempregada	Saresp (2012)
<u>Painel B: Variáveis Dependentes (Estudantes)</u>		
Trabalho - Fora de Casa	Variável que indica se o estudante trabalha em dias letivos	Saresp (2012)
Trabalho - Doméstico	Variável que indica se o estudante auxilia em tarefas domésticas em dias letivos	Saresp (2012)
<u>Painel C: Características das Escolas</u>		
Adesão ao PME (2012)	Variável que indica se a escola aderiu ao PME em 2012	SEB/MEC
Percentual de Alunos PBF	Percentual de alunos de famílias cadastradas no Programa Bolsa Família	MDS
Número de Estudantes na Escola	Variável que indica o número de matriculados na Educação Básica em 2010	Censo Escolar (2010)
<u>Painel D: Características das Famílias</u>		
Estudante Branco	Variável que indica se o estudante se autodeclara branco	Saresp (2012)
Estudante Homem	Variável que indica se o estudante é do sexo masculino	Saresp (2012)
Mãe Branca	Variável que indica se a mãe se autodeclara branca	Saresp (2012)
Filho 0 a 5 anos	Variável que indica se existe uma criança de 0 a 5 anos vivendo com a família	Saresp (2012)
Mãe - 16 a 24 anos	Variável que indica se a mãe possui de 16 a 24 anos	Saresp (2012)
Mãe - 25 a 34 anos	Variável que indica se a mãe possui de 25 a 34 anos	Saresp (2012)
Mãe - 35 a 44 anos	Variável que indica se a mãe possui de 35 a 44 anos	Saresp (2012)
Mãe - 45 a 59 anos	Variável que indica se a mãe possui de 45 a 59 anos	Saresp (2012)
Mãe - 60 ou mais	Variável que indica se a mãe possui mais de 60 anos	Saresp (2012)
Mãe (Pai) - Não Estudou	Variável que indica se a mãe (pai) não estudou	Saresp (2012)
Mãe (Pai) - Fundamental Incompleto	Variável que indica se a mãe (pai) possui Ensino Fundamental Incompleto	Saresp (2012)
Mãe (Pai) - Fundamental	Variável que indica se a mãe (pai) possui Ensino Fundamental Completo	Saresp (2012)
Mãe (Pai) - Médio	Variável que indica se a mãe (pai) possui Ensino Médio Completo	Saresp (2012)

Mãe (Pai) - Superior	Variável que indica se a mãe (pai) possui Ensino Superior Completo	Saresp (2012)
Renda Familiar < 850	Variável que indica famílias com renda inferior a R\$ 850,00	Saresp (2012)
Renda Familiar entre 850 e 1275	Variável que indica famílias com renda entre 850 e 1275	Saresp (2012)
Renda Familiar entre 1276 e 2125	Variável que indica famílias com renda entre 1276 e 2125	Saresp (2012)
Renda Familiar > 2126	Variável que indica famílias com renda superior a R\$ 2126	Saresp (2012)
Painel E: Características dos Municípios		
PIB per capita	PIB per capita dos municípios	IBGE (2011)
População	População dos municípios	IBGE (2011)

Resumo

A expansão da educação integral tem sido um dos mais importantes elementos da reforma da educação pública no Brasil e em diversos países da América Latina nos últimos anos. Neste trabalho, avaliamos o impacto da principal política de financiamento à educação integral no Brasil (Programa Mais Educação – PME) na participação das mães e das crianças no mercado de trabalho. Para isso, exploramos a descontinuidade nos critérios de priorização do PME a partir de 2012. Nesse ano, o Ministério da Educação passou a privilegiar a escolha de escolas com mais de 50% dos alunos beneficiários do Programa Bolsa Família (PBF), o que nos permite a utilização de um desenho de regressão descontínua *fuzzy*. Nossa base é composta por informações acerca de 1 milhão de famílias com filhos matriculados nos 3º, 5º, 7º e 9º anos no sistema público de ensino do estado de São Paulo em 2012. Não encontramos qualquer evidência de impacto significativo do programa na participação das mães nem na participação das crianças no mercado de trabalho. De forma a conferir maior robustez aos resultados estimados, conduzimos, ainda, uma avaliação dos efeitos do programa por diferenças em diferenças, na qual tampouco encontramos evidência de impacto significativo. O estudo reforça, assim, a necessidade de um redesenho significativo desta política.

Palavras-chave: Educação, Educação Integral, Participação feminina no mercado de trabalho, Trabalho Infantil, Avaliação de Impacto, Regressão Descontínua.

Abstract

Extending the school day has been one of the key elements of public education reform in Brazil and several other Latin American countries in recent years. We investigated the impact of a policy that financed the extension of school schedules from half to full days in Brazil on different maternal and child labor participation outcomes. To this end, we explored the discontinuity in the PME prioritization criteria implemented in 2012. In that year, the Ministry of Education started to favor schools with more than 50% of students as beneficiaries of the Bolsa Família Program (PBF). Our database consists of information on about 1 million families with children enrolled in the 3rd, 5th, 7th and 9th years in the public education system in the state of São Paulo in 2012. Using a regression discontinuity design, we show that increasing the length of the daily school schedule had no impact on mothers' or children's labor decisions. To improve the robustness of our results, we also evaluated the program's effects using a difference-in-differences approach. Again, we found no evidence of a significant effect of extending the school day on labor decisions. Our paper reinforces the need for a significant redesign of this policy.

Keywords: Education, Full Day Schooling, Female Labor Participation, Child Labor, Impact Evaluation, Regression Discontinuity.

Resumen

La expansión de la educación integral ha sido uno de los elementos claves de la reforma de la educación pública en Brasil y en varios países latinoamericanos en los últimos años. En este trabajo evaluamos el impacto de la principal política de financiación para la educación integral en Brasil (Programa Mais Educação) en la participación de madres y niños en el mercado laboral. Con este fin, exploramos la discontinuidad en los criterios de priorización del PME a partir de 2012. En ese año, el Ministerio de Educación comenzó a favorecer la elección de escuelas con más del 50% de los beneficiarios del Programa Bolsa Família (PBF), lo que permite el uso de un diseño de regresión discontinua difusa. Nuestra base de datos consta de información sobre 1 millón de familias con niños matriculados en el tercer, quinto, séptimo y noveno años en el sistema de educación pública en el estado de São Paulo en 2012. No encontramos evidencia de impacto significativo del programa en la participación de las madres o de los niños en el mercado laboral. Para conferir más robustez a los resultados estimados, también realizamos una evaluación de los efectos

del programa utilizando un enfoque de diferencias en diferencias, en el cual tampoco encontramos evidencia de impacto significativo. Nuestras conclusiones refuerzan la necesidad de un rediseño significativo de esta política.

Palabras llave: Educación, Educación integral, Participación femenina en el mercado laboral, Trabajo infantil, Evaluación de impacto, Regresión discontinua.

Recebido em 26 de setembro de 2019

Aprovado em 22 de abril de 2020