

TRABALHO MATERNO E DESEMPENHO EDUCACIONAL DAS CRIANÇAS: UMA ANÁLISE DA PROBABILIDADE DE APROVAÇÃO ESCOLAR*

Juliana Maria de Aquino**

Elaine Toldo Pazello***

O objetivo deste estudo é analisar o impacto do trabalho materno sobre a probabilidade de aprovação escolar das crianças brasileiras com idade entre 10 e 14 anos. Para tanto, foram utilizadas duas subamostras da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), referentes aos períodos 1986-1995 e 2002-2006. Os resultados obtidos mostram que, para a amostra mais antiga, o fato de a mãe ingressar no mercado de trabalho não teve impacto sobre a probabilidade de aprovação escolar da criança. Já na amostra mais recente, os resultados foram mais expressivos: o impacto do trabalho materno apresentou uma magnitude de $-7,1$ pontos percentuais. Outro aspecto interessante é que o impacto negativo é sempre maior para as mães mais escolarizadas. A divergência de resultados entre os subperíodos pode ser decorrente: *i*) das mudanças metodológicas da PME; *ii*) das diferenças em termos de variação de renda das famílias entre os períodos; *iii*) das mudanças das “regras” relativas à aprovação/reprovação nas escolas; ou, por fim, *iv*) do aumento da escolarização das mães entre os períodos analisados. Estudos futuros podem buscar identificar se de fato estes elementos são importantes e, em caso positivo, qual a contribuição de cada um deles no resultado final.

1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, o tema educação tem sido alvo de muitos estudos, certamente em função de sua importância sobre os diversos aspectos econômicos e sociais dos indivíduos e dos países. No Brasil, tendo em vista os números nada animadores dos indicadores de desempenho escolar, estudos voltados para o entendimento dos determinantes do desempenho educacional ganham cada vez mais espaço e se fazem necessários para formulações de políticas educacionais. Este é o contexto no qual este trabalho se insere.

Diversas pesquisas apontam o *background* familiar como um dos principais determinantes do desempenho educacional.¹ Em geral, os estudos utilizam para *background* familiar as características dos pais, em termos de escolaridade e idade.

* As autoras agradecem à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), pelo apoio financeiro, e aos pareceristas anônimos por suas sugestões.

** Doutoranda em Economia pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ)/Universidade de São Paulo (USP).

*** Do Departamento de Economia da Faculdade de Economia e Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP)/USP.

1. Exemplos de estudos com tais resultados para o Brasil são: Barros *et al.* (2001), Albernaz, Ferreira e Franco (2002) e Felício e Fernandes (2005). Sobre o debate – ainda em aberto – a respeito do papel da família *versus* da escola no desempenho escolar ver, dentre outros, Hanushek (2003, 2007).

Este artigo, no entanto, foca especificamente o papel da presença da mãe no aprendizado da criança. A ideia é analisar o impacto do ingresso da mãe no mercado de trabalho sobre o desempenho escolar de seus filhos, especificamente sobre a probabilidade de aprovação das crianças. Para tanto, serão utilizados dados obtidos a partir de duas subamostras da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), dos anos de 1986 a 1995 e de 2002 a 2006. O trabalho contribui com a literatura, primeiro, porque analisa um atributo da família pouco explorado nos estudos brasileiros sobre o tema e segundo por utilizar os dados da PME, os quais proporcionarão um trabalho diferenciado, permitindo que se trabalhe com um painel de indivíduos.

A participação no mercado de trabalho reduz, em certo número de horas, o tempo de dedicação com o cuidado aos filhos. E é a partir desse mecanismo que o emprego materno pode ter efeitos sobre os resultados escolares das crianças. Na literatura, o impacto do trabalho materno sobre o desempenho educacional da criança tem apresentado resultados contraditórios. Essa diversidade, provavelmente, decorre da perspectiva ambígua do trabalho materno, isto é, se por um lado a ausência da mãe no domicílio pode reduzir o nível de controle, de orientação e de monitoração dados à criança, por outro, o trabalho materno pode estar associado a uma renda familiar maior, compensando, assim, a redução no tempo gasto com a criança.² A interpretação econômica dessa perspectiva enfatiza o *trade-off* com o qual os pais se deparam, ou seja, eles devem decidir sobre a combinação entre os recursos monetários e temporais que serão utilizados na produção de qualidade da atenção dada à criança.

As pesquisas que abordam tal relação apresentam resultados sensíveis às características da amostra, às medidas escolhidas para representar o emprego materno e o desempenho escolar da criança, e, principalmente, à escolha das variáveis de controle. Estudos americanos como os de Milne *et al.* (1986) e Krein e Beller (1988) encontraram efeitos restritivos do trabalho materno sobre o desempenho educacional das crianças. Todavia, os resultados se limitam a crianças de cor branca. Por outro lado, o estudo de Haveman, Wolfe e Spaulding (1991) aponta o trabalho materno como um determinante positivo para a conclusão do ensino médio. Contudo, o impacto depende do momento em que ele ocorre: o fato de a mãe trabalhar e, desta forma, contribuir com a renda familiar, tem impacto positivo somente quando o evento ocorre na adolescência dos alunos. Em contrapartida, o efeito positivo é reduzido quando o trabalho materno ocorre durante a fase de infância do filho. Resultados semelhantes ao anterior também foram encontrados por Blau e Grossberg (1992).

Ainda se tratando da literatura internacional, estudos mais recentes têm enfatizado os efeitos adversos com o retorno precoce da mãe ao mercado de trabalho

2. Ver, a este respeito, Haveman e Wolfe (1995).

após o nascimento de um filho. Waldfogel *et al.* (2002) encontraram efeitos restritivos do trabalho materno durante o primeiro ano de vida da criança, os quais se mostraram negativamente mais intensos entre as mães que trabalhavam em tempo integral.³ O estudo de Gregg *et al.* (2005), a partir de dados do Reino Unido, também mostra que o trabalho materno em jornada integral tem efeitos adversos, porém de pequena magnitude. No entanto, os autores observam que os efeitos tendem a ser piores conforme aumenta o nível de escolaridade das mães. Por outro lado, são menos perversos para as crianças provindas de famílias monoparentais.

No Brasil, a relação entre trabalho materno fora de casa e desempenho educacional dos filhos tem sido pouco explorada. Na verdade, o único trabalho de que se teve conhecimento foi o realizado por Silva e Hasenbalg (2000), que avalia a evolução das desigualdades educacionais e as mudanças nos determinantes extraescolares do desempenho escolar. A partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do IBGE, referentes aos anos de 1976, 1986 e 1998, os autores analisam um modelo de realização escolar no qual o nível de escolarização atingido pelos jovens de 15 a 18 anos é predito por fatores indicativos da situação socioeconômica, do capital cultural e do capital social acessível a suas famílias. Nesse modelo, o trabalho materno representa uma das *proxies* de capital social, dado que a ausência da mãe no domicílio reduz a quantidade de tempo disponível para o relacionamento com os filhos, diminuindo, assim, o montante de capital social dentro da família. Os resultados evidenciaram um comportamento não esperado para a variável de trabalho materno: o efeito desta variável se transformou de negativo, em 1976, para positivo em 1998.

Em suma, a resenha da literatura mostrou que o efeito do trabalho materno sobre os resultados escolares da criança varia conforme o corte amostral, ou seja, não existe consenso sobre esse resultado na literatura. Como pôde ser observado, raça, tipo de composição familiar, período de vida da criança no qual o evento ocorre e variáveis maternas como jornada de trabalho e escolaridade são fatores que influenciam fortemente o sinal e até mesmo a magnitude do efeito observado. Além disso, também se pôde constatar escassez de estudos brasileiros que tratam dessa relação, o que dá à pesquisa proposta a oportunidade de trazer resultados para um melhor entendimento da relação entre trabalho materno e desempenho educacional no Brasil.

Este estudo está organizado em mais quatro seções, além desta introdução. A segunda e a terceira seções descrevem, respectivamente, os dados e a metodologia. A quarta seção apresenta os resultados obtidos. A última seção é dedicada às considerações finais.

3. Resultados semelhantes foram obtidos por Ruhm (2002).

2 BASE DE DADOS E SELEÇÃO DA AMOSTRA

A base de dados utilizada nesse estudo foi construída a partir da PME. Essa pesquisa, iniciada em 1980, tem como principal objetivo produzir indicadores do mercado de trabalho. Sua periodicidade é mensal e abrange as regiões metropolitanas (RMs) de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. O diferencial dessa pesquisa é que ela trabalha com painéis amostrais rotativos de domicílios. O domicílio compreendido na amostra é entrevistado por um período de quatro meses consecutivos, é retirado da amostra por oito meses e retorna a ela exatamente após um ano a contar da primeira entrevista, sendo entrevistado por mais quatro meses.

Em 2001, a PME passou por um processo de revisão metodológica de forma a atualizar sua cobertura temática e se adequar às recomendações internacionais. As mudanças foram de porte significativo, de forma que há uma “quebra” na série histórica da pesquisa: de 1980 a 2001 tem-se dados de acordo com a metodologia antiga da PME, e de 2002 em diante os dados seguem a metodologia nova da PME. Optou-se, nesse estudo, por utilizar os dados tanto da PME “antiga” quanto da PME “nova”. Tal decisão se apoia nas vantagens exclusivas do uso de cada uma delas. A PME “antiga” abrange um maior período de anos, possibilitando, assim, a formação de amostras mais representativas. Além disso, o período compreendido entre 1986 e 1995 pode ajudar a suprimir eventuais problemas que as políticas educacionais de progressão continuada possam ter em relação à probabilidade de aprovação das crianças, dado que o desdobramento do ensino fundamental em ciclos foi facultado pela Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB) de 1996. É por essa razão, também, que se optou por trabalhar apenas com anos de 1986 a 1995 da PME antiga. Por outro lado, a PME nova torna possível a incorporação de uma importante variável referente ao passado ocupacional da mãe, que não estava presente no questionário antigo da PME. É importante enfatizar que a inexistência de informações na PME antiga acerca do grau de *attachment* das mães ao mercado de trabalho resulta em uma considerável limitação dessa base de dados na seleção da amostra de interesse. É possível, por exemplo, que a sazonalidade⁴ seja importante e, por não se ter informações sobre o passado ocupacional da mãe, limita-se o controle dessa variável. Na amostra da PME nova esse problema se reduz, já que se consegue obter informações sobre a presença materna no mercado de trabalho pelo menos nos últimos 12 meses.

Embora a PME possibilite uma gama muito rica para estudos longitudinais, ainda existe uma subutilização desta pesquisa, segundo Ribas e Soares (2008),

4. Para se ter uma ideia da sazonalidade no mercado de trabalho, verificou-se, para alguns anos da PME, a proporção mensal de mulheres, com mais de 18 anos, que estavam fora do mercado de trabalho. Os resultados mostram pouca variação nessa proporção ao longo dos meses.

principalmente, em função das dificuldades técnicas para a (re)construção do painel de indivíduos. De qualquer forma, há diversos estudos que usam a PME como base de dados. Os trabalhos em geral são voltados para o tema de mercado de trabalho propriamente: Menezes-Filho e Picchetti (2000) analisam os determinantes da duração do desemprego; Fernandes e Chahad (2002) analisam o impacto do seguro-desemprego no Brasil sobre as probabilidades de transição no mercado de trabalho; Gonzaga, Menezes-Filho e Camargo (2003) analisam o impacto da redução da jornada de trabalho (de 44 horas para 40 horas, da Constituição de 1988) sobre engajamento e salário; Fernandes e Felício (2005) analisam o efeito “trabalhador adicional”, isto é, se há uma resposta da esposa em termos de participação no mercado de trabalho quando o marido perde o emprego; Curi e Menezes-Filho (2006) utilizam o painel da PME para discutir as diferenças entre os mercados de trabalho formal e informal. Mas há também exemplos de estudos que exploram outras temáticas: Leon e Menezes-Filho (2002) analisam os determinantes das taxas de repetência, avanço e evasão escolar usando o painel da PME; Cavalieri (2000) investiga o impacto do trabalho infantil sobre resultados escolares; e Machado, Ribas e Penido (2007) analisam a relação entre mobilidade social e as transições no mercado de trabalho. O presente estudo se encaixa neste segundo grupo de trabalhos.

A seleção da amostra de interesse seguiu os procedimentos adotados em Cavaliere (2000).⁵ Primeiramente, só foram incluídas as famílias cuja primeira entrevista ocorreu entre os meses de março e julho do ano em questão. Essa escolha decorre do fato de os dois primeiros meses do ano corresponderem às férias escolares e, assim, não seria possível identificar se a criança estaria frequentando a escola ou não. Por outro lado, nos meses de agosto a dezembro, parte do ano letivo já se foi e, desta forma, o desempenho escolar da criança já pode estar comprometido por outras razões que podem não estar relacionadas ao trabalho materno. O trabalho utiliza apenas as cinco primeiras entrevistas.⁶ Assim, por exemplo, se a primeira entrevista ocorre em março, acompanha-se a família, em abril, maio e junho desse mesmo ano e em março do ano seguinte.

Dessas famílias, só foram incluídas na amostra crianças com idade entre 10 e 14 anos, que estivessem frequentando a escola quando foram entrevistadas pela primeira vez e que permaneceram estudando durante todas as cinco entrevistas. Além das restrições impostas anteriormente, somente fizeram parte da amostra

5. Neste trabalho, o objetivo da autora foi o de analisar a relação entre trabalho infantil e desempenho escolar. Para isso também utilizou dados da PME. O desenho usado pela autora para identificar o efeito causal do trabalho infantil foi adaptado para o presente estudo.

6. No painel da PME, os entrevistadores voltam no mesmo domicílio e, assim, não necessariamente na mesma família visto que ela pode mudar de domicílio entre as entrevistas. Dessa forma, é necessário utilizar um identificador para se assegurar de que a família observada seja a mesma em todas as entrevistas. Neste estudo, a identificação das famílias foi feita a partir da data de nascimento da mãe. Por esse critério, famílias cuja mãe não informou ou informou erroneamente a data de nascimento tiveram de ser excluídas da amostra.

aquelas crianças cujas mães estiveram fora do mercado de trabalho quando da primeira entrevista, ou seja, crianças cujas mães eram inativas.

Vale ressaltar que foram excluídas da amostra famílias cujas mães não responderam às questões referentes à data de nascimento, visto que inviabilizariam a tentativa de garantir que as mães do domicílio entrevistado fossem as mesmas em todas as cinco entrevistas. No final da seleção, o mesmo procedimento foi adotado para as crianças da amostra. Foram excluídas também as crianças que não pertenciam ao grupo de tratamento e nem ao de controle. A composição de tais grupos será explicitada a seguir. Finalmente, foram retiradas aquelas famílias que tiveram seu *status* conjugal alterado, assim como as crianças cuja diferença de anos de escolaridade entre os dois anos analisados fosse diferente de zero ou 1. A tabela 1 apresenta uma síntese cronológica das etapas realizadas na composição da amostra de interesse, assim como o número de observações presentes em cada fase da seleção.

TABELA 1

Etapas da seleção amostral

Número da etapa e sua designação	Número de crianças com idade entre 10 e 14 anos	Número de crianças com idade entre 10 e 14 anos
	Amostra de 1986-1995	Amostra de 2002-2006
1ª etapa: foram selecionadas somente as crianças com idade entre 10 e 14 anos cuja primeira entrevista ocorreu entre os meses de março a julho.	74.379	17.648
2ª etapa: foram excluídas as crianças cuja mãe não respondeu as questões referentes à data de nascimento.	73.252	15.580
3ª etapa: permaneceram na amostra somente as crianças que estavam frequentando a escola quando da primeira entrevista.	69.016	15.235
4ª etapa: foram selecionadas somente as crianças cuja mãe estivesse fora do mercado de trabalho quando da primeira entrevista.	36.455	6.371
5ª etapa: foram excluídas as crianças cuja mãe não participou de todas as cinco entrevistas.	27.631	4.481
6ª etapa: permaneceram na amostra somente as crianças cuja mãe fosse a mesma em todas as cinco entrevistas (verificação a partir da data de nascimento).	27.446	3.444
7ª etapa: foram excluídas aquelas crianças que não pertenciam ao grupo de tratamento nem ao de controle.	20.308	2.617
8ª etapa: foram selecionadas somente as crianças cuja mãe não teve o <i>status</i> conjugal alterado.	20.170	2.582
9ª etapa: permaneceram na amostra apenas as crianças que estavam frequentando a escola em todas as cinco entrevistas.	18.324	2.143
10ª etapa: foram excluídas as crianças cuja diferença de anos de escolaridade entre os dois anos analisados fosse diferente de zero ou 1.	17.235	1.829
11ª etapa: foram selecionadas somente as crianças que responderam as questões referentes à data de nascimento.	16.998	1.775
12ª etapa: permaneceram na amostra as crianças que fossem as mesmas em todas as cinco entrevistas (verificação a partir da data de nascimento).	15.371	1.464

Fonte: PME. Elaboração própria.

Da tabela 1 é interessante destacarmos a questão do atrito que permeia o painel da PME. Como já colocado, a PME volta ao domicílio, mas nem sempre a família que morava continua sendo a mesma. Ribas e Soares (2008) fazem uma discussão bastante rica sobre a taxa de atrito nas PMEs antiga e nova. Segundo os cálculos destes autores, a taxa de atrito entre a primeira e a quinta entrevista chega a 26% e 55% na PME antiga e na nova, respectivamente. Ou seja, 26% e 55% dos indivíduos são “perdidos” entre a primeira e a quinta entrevista, tanto na PME antiga quanto na PME nova. A comparação entre as etapas 4 e 6 da tabela 1 nos permite calcular números comparáveis aos de Ribas e Soares (2008). Para a PME antiga, a taxa de atrito deste trabalho é de 24,7%; para a PME nova, a taxa de atrito é de 46%. Ou seja, os números são muito próximos aos obtidos por estes autores.⁷

A partir dessa amostra, foram identificados dois grupos. O primeiro grupo, denominado grupo de controle (a seção metodológica explicará essa nomenclatura), é composto por crianças cujas mães não participaram do mercado de trabalho em nenhuma das cinco entrevistas observadas, isto é, eram inativas na primeira entrevista e continuaram inativas durante as outras quatro entrevistas. O outro grupo, que é o grupo de tratamento, é formado por crianças cujas mães passaram a fazer parte da população economicamente ativa (PEA) em um dos três meses subsequentes à primeira entrevista, e continuaram participando nos meses em que foram entrevistadas nesse mesmo ano e no ano seguinte, ou seja, até a quinta entrevista. Um exemplo pode ajudar a entender. Suponha que a mãe tenha sido observada pela primeira vez em março e que ela tenha entrado no mercado em maio (isto é, na terceira entrevista). Se este foi o caso, para fazer parte desse grupo, ela deve ter permanecido ativa em junho daquele ano e também em março do ano subsequente (ou seja, na quinta entrevista). Desta maneira, a amostra do período 1986-1995 foi composta por 13.748 observações, das quais 1.627 representam o grupo de tratamento. E para o segundo período, 2002-2006, a amostra formada compreende 1.398 observações, sendo o grupo de tratamento composto por 211 crianças.⁸

3 METODOLOGIA

A avaliação do impacto da entrada da mãe no mercado de trabalho com relação à probabilidade de aprovação escolar da criança se resume na análise de como teria sido o desempenho escolar das crianças cujas mães começaram a participar do mercado de trabalho, caso elas não tivessem começado a participar. No entanto,

7. Os autores propõem um algoritmo para melhorar o emparelhamento de indivíduos nos painéis da PME – usar outras variáveis que não a data do nascimento. Há um ganho razoável para a PME nova, mas as taxas de atrito ainda continuam sendo bastante grandes.

8. Vale ressaltar que o número de observações da amostra final difere do número de observações da última etapa da seleção amostral, apresentada na tabela 1, devido à presença de *missing* nas variáveis explicativas utilizadas nos modelos.

dada a impossibilidade de se observar aquelas mães que participaram do mercado, porém na situação de não terem participado, a solução foi criar um grupo de controle a fim de representar tal situação, de maneira que a avaliação do contrafactual exposto seja alcançada. Na linguagem de avaliação, o “tratamento”⁹ é a entrada da mãe no mercado de trabalho; conseqüentemente, o “grupo de tratamento” é formado pelas crianças cujas mães começaram a trabalhar e o “grupo de controle” é formado pelas crianças cujas mães permaneceram fora do mercado de trabalho.

Serão apresentados, no decorrer do texto, impactos estimados tanto por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) como por *P propensity Score Matching* (PSM). As estimativas obtidas por MQO não ponderam as observações de acordo com seu grau de semelhança com o grupo de tratados; o pareamento, por outro lado, leva em conta o grau de semelhança, atribuindo maior peso às unidades do grupo de controle que são mais próximas às unidades tratadas. Os dois métodos, no entanto, se baseiam na mesma hipótese de identificação, especificamente, de “seleção por observáveis” ou *unconfoundedness* (ignorabilidade do tratamento). Ou seja, por hipótese, condicional num vetor de características X , não há nada sistemático que leve uma observação a ser tratada ou não. Dito de outra forma, os determinantes não observáveis do desempenho escolar da criança, controladas as características X , não são correlacionados com o ingresso da mãe no mercado de trabalho (isto é, com o tratamento). Segue a derivação formal do exercício de interesse deste estudo.

Seja Y_{1i} o resultado, em termos de aprovação escolar, da criança i cuja mãe começou a trabalhar e Y_{0i} o resultado da criança i cuja mãe continuou fora do mercado de trabalho. Assim, o efeito da entrada da mãe no mercado de trabalho é $\pi_i = Y_{1i} - Y_{0i}$ e, o impacto médio da entrada da mãe no mercado de trabalho sobre tais crianças é $\Pi = E[Y_{1i} - Y_{0i} | T_i = 1]$, onde $T_i = 1$ indica que a mãe da criança i entrou no mercado de trabalho e $T_i = 0$ indica que a mãe não entrou no mercado de trabalho. Entretanto, como já colocado, não é possível verificar a mesma criança nessas duas situações. Nesse caso, a ideia é eleger um grupo de comparação que represente o grupo tratado na ausência do tratamento.

O objetivo é, então, estimar a diferença entre os resultados escolares, em termos de aprovação, das crianças cujas mães passaram a participar do mercado de trabalho e os resultados das crianças cujas mães não entraram no mercado de trabalho, de forma que:

$$E[Y_{1i} | T_i = 1] - E[Y_{0i} | T_i = 0] = \Pi + \{E[Y_{0i} | T_i = 1] - E[Y_{0i} | T_i = 0]\} \quad (1)$$

9. Outras configurações de tratamento serão testadas no decorrer do texto, na análise de robustez.

O termo (1) é uma medida do viés de seleção, representando o fato de os resultados escolares das crianças cujas mães não entraram no mercado não corresponderem exatamente aos resultados, em termos de aprovação escolar, das crianças cujas mães passaram a trabalhar, caso tais mães não tivessem entrado no mercado de trabalho. Em outras palavras, para identificar Π por meio da comparação com um grupo de crianças não tratadas, seria necessário garantir que $E[Y_{0i}|T_i = 1] - E[Y_{0i}|T_i = 0] = 0$. Esta última condição seria atendida, caso a designação das crianças entre tratamento e controle ($T = 0,1$) tivesse ocorrido de forma aleatória. No presente exercício, entretanto, certamente o processo de seleção não foi aleatório.

O que significa dizer que a designação entre tratamento e controle não é aleatória? Por exemplo, é provável que exista uma sobrerrepresentação de mães mais educadas entre aquelas que decidem entrar no mercado de trabalho. Assim, as crianças no grupo de tratamento devem ter, em média, mães mais educadas. A simples comparação das médias de aprovação entre os grupos pode evidenciar uma probabilidade maior de aprovação entre as crianças cujas mães começaram a trabalhar. No entanto, esta diferença, provavelmente, se deve, em parte, ao fato de as mães do grupo de tratamento apresentarem maior nível educacional, visto que um dos efeitos mais bem evidenciados na literatura de educação é o efeito positivo da escolaridade da mãe sobre o desempenho escolar da criança.

Como discutido no início desta seção, a hipótese de identificação adotada é a de que mães que possuam as mesmas características observáveis teriam a mesma probabilidade de ingresso no mercado de trabalho. Isto significa assumir que $(Y_{0i}, Y_{1i} \perp T_i) | X_i$ e $E[Y_{0i} | X_i, T_i = 1] = E[Y_{0i} | X_i, T_i = 0]$, onde \perp denota independência e X o vetor de características observáveis.¹⁰ Portanto, a plausibilidade desta hipótese depende da escolha de X . Evidentemente, isso não garante que não haja diferenças não observáveis entre os grupos; a ideia é incorporar um conjunto de observáveis que minimizem essa possibilidade. De qualquer forma, assumindo-se esta hipótese, obtém-se:

$$\Pi_X = E[Y_i | X_i, T_i = 1] - E[Y_i | X_i, T_i = 0] \quad (2)$$

onde Π_X é o impacto médio da entrada da mãe no mercado de trabalho sobre a probabilidade de aprovação da criança, condicional em X .

10. A hipótese de identificação no caso das estimativas por PSM: se garantirmos que o viés de seleção é eliminado por se condicionar às estimativas no vetor de características X , segundo Rosenbaum e Rubin (1983), vale também a independência condicional, dado o propensity score $P(X)$.

A variável dependente empregada neste estudo é a probabilidade de aprovação da criança. Essa variável foi obtida por meio da análise dos anos de estudo completos entre os dois anos consecutivos em que cada criança é observada na amostra. Desta forma, foram consideradas aprovadas as crianças cuja diferença de anos de estudo entre a quinta e a primeira entrevista fosse igual a 1. Naturalmente, foram identificadas como repetentes as crianças para as quais tal diferença foi igual a zero. Em função da característica binária dessa variável, os resultados econométricos são obtidos a partir de modelos *logit*.

Com relação ao vetor de características X , foram incluídas as seguintes variáveis:

- relativas às crianças: gênero, idade, atraso escolar¹¹ e participação no mercado de trabalho (trabalho infantil);
- relativas à família da criança: se a criança residia com ambos os pais, número de irmãos com idade igual ou inferior a 14 anos, número de irmãos maiores de 15 anos, renda familiar *per capita* na primeira entrevista¹² e variação anual da renda familiar *per capita* entre a quinta e a primeira entrevista (sem incluir a renda oriunda do trabalho da mãe caso esta tenha entrado no mercado de trabalho);
- relativas ao pai da criança: escolaridade e uma *dummy* para identificar se o pai era empregado em tempo integral;
- relativas à mãe da criança: idade, escolaridade e uma *dummy* para identificar se a mãe tinha trabalhado nos últimos 12 meses anteriores à primeira entrevista; e
- foram incluídas também *dummies* para cada uma das RMs e *dummies* para os diferentes anos e meses da PME.

Dentre as variáveis relativas à criança, destaque deve ser dado ao atraso escolar e à condição de trabalho. A variável atraso escolar deve estar captando o efeito fixo individual de cada criança que não é observável nos dados, visto que é basicamente uma variável do “histórico escolar” de cada criança. Isto é, representa as atitudes passadas de cada criança com relação à escola: por exemplo, o atraso pode refletir dificuldade com os estudos ou até mesmo falta de interesse. As evidências empíricas mostram uma relação negativa entre atraso e desempenho escolar, logo, se houver

11. Para o cálculo da variável de atraso escolar, foi necessário construir primeiro a escolaridade ideal para as crianças da amostra. De acordo com os critérios utilizados, estaria em situação “adequada” em termos de escolaridade, por exemplo, o estudante que completasse 10 anos até julho de um determinado ano e que estivesse, naquele ano, frequentando a 4ª série do ensino fundamental, ou seja, que tivesse três anos completos de estudo. Raciocínio análogo pode ser aplicado para as demais idades. Calculada a escolaridade ideal, a variável atraso escolar se resume na diferença entre os anos de estudo completos que seria esperado para sua idade e os anos de estudo efetivamente concluídos pela criança. Medidas semelhantes dessa variável foram utilizadas em Horowitz e Souza (2004) e Machado e Gonzaga (2007).

12. Na PME, a renda familiar inclui apenas a renda oriunda do mercado de trabalho (salários, especificamente).

qualquer correlação entre essa variável e a inserção da mãe no mercado de trabalho, o impacto estimado seria enviesado sem o seu controle.

A variável trabalho infantil deve estar correlacionada com as condições financeiras da família. Quanto menor a renda familiar maior a probabilidade de a criança estar trabalhando, o que pode afetar seu desempenho escolar, já que o trabalho reduz o tempo disponível para o estudo extraescolar e ainda pode prejudicar o aluno em sala de aula, em virtude do cansaço causado pelo trabalho.¹³ Por outro lado, uma menor renda familiar pode levar também a uma participação maior de outros membros da família, inclusive da mãe. Assim, é importante condicionar as estimativas a esta variável, porque caso contrário seu efeito negativo seria captado pela variável de interesse, isto é, pela variável que identifica o tratamento.

Com relação às características da família, o destaque fica para a “variação anual da renda familiar *per capita*”. Suponha que haja entre a primeira e a quinta entrevista um choque negativo sobre a renda da família, causado, por exemplo, pela perda do emprego do pai. Isto pode levar parte das mães para o mercado de trabalho. Por outro lado, esta queda da renda familiar pode também afetar o desempenho educacional das crianças. Assim, se não houver um controle para esse choque, parte de seu efeito será erroneamente identificado como um efeito negativo da entrada da mãe no mercado de trabalho sobre o desempenho escolar das crianças. É por esta razão que a amostra foi restrita apenas às famílias que não tiveram alteração de *status* conjugal entre as entrevistas.

Quanto às características paternas, a ideia é que essas variáveis – por exemplo, a jornada de trabalho dos pais – sejam relacionadas tanto com a probabilidade de aprovação da criança como com a entrada da mãe no mercado de trabalho.

Por fim, com relação às características das mães, o destaque será para a variável de passado ocupacional. Pode ser que o fato de a mãe ter começado a participar do mercado de trabalho, e dessa forma ter de se ausentar do ambiente domiciliar, tenha efeitos restritivos sobre o desempenho escolar das crianças somente num primeiro momento, até que as crianças se adaptem a essa nova rotina familiar. Dessa forma, quanto mais recorrente para a mãe for o evento “entrar no mercado de trabalho”, menos custoso será para a criança, já que esta estará mais habituada aos momentos de ausência da mãe. Esta informação sobre o passado ocupacional da mãe, no entanto, não existe no questionário da PME antiga e, assim, somente estará presente nos exercícios referentes à amostra do período 2002-2006. Já as variáveis de idade e escolaridade são características que refletem a produtividade das mulheres e que, portanto, devem estar correlacionadas com a inserção da mãe no mercado de trabalho.

13. A relação negativa entre renda familiar e probabilidade de a criança trabalhar é bem conhecida na literatura, podendo ser observado, por exemplo, no estudo de Cavaliere (2000) e Kassouf (1999).

Com relação aos demais controles, para os quais não foram feitos comentários específicos, a ideia é sempre a mesma: são variáveis que afetam o desempenho escolar das crianças e que estão correlacionadas com a entrada da mãe no mercado de trabalho, ou seja, com a designação das crianças entre tratamento e controle. Assim, se tais controles não forem considerados haverá correlação entre a variável de interesse e o erro, enviesando as estimativas.

Evidentemente, não se pode garantir que não haja diferenças não observáveis entre os grupos – não há como testar tal hipótese. Na tentativa de minimizar essa possibilidade, buscou-se construir a amostra de forma a tornar o exercício mais próximo possível de um experimento. Exigiu-se, por exemplo, que no início todas as mães estivessem fora do mercado de trabalho e que não tivessem alteração de seu *status* conjugal durante todo o tempo em que foram observadas. Além dessas tentativas de homogeneizar os grupos, serão incorporadas importantes variáveis entre os controles, como, por exemplo, a variável que capta o atraso escolar da criança no primeiro momento, ou seja, quando todas as crianças ainda contam com a presença integral de suas mães em casa. Com relação às diferenças não observáveis entre os grupos, pode ser que fatores relacionados a crises familiares, como brigas e discussões entre os membros da família, estejam ao mesmo tempo levando a mãe ao mercado de trabalho, na fuga de um ambiente domiciliar em crise, e ainda estejam determinando o rendimento escolar da criança. Nesse caso, haverá correlação entre a variável de interesse e o erro. Acredita-se, entretanto, que ao controlar a renda familiar esteja-se também captando possíveis efeitos de ambientes familiares em crise. O ideal seria que tivéssemos um instrumento, isto é, uma variável que afetasse os indicadores de aprovação apenas via tratamento. Infelizmente, este não é o caso. Não há como prever a direção do viés que os não observáveis causam sobre o nosso parâmetro de interesse, de forma que não podemos dizer se temos *lower* ou *upper bounds*. Assim, o mais prudente é que se leiam os resultados aqui estimados com a devida cautela.

4 RESULTADOS

Esta seção foi dividida em duas subseções a fim de facilitar a exposição. A primeira apresenta os resultados obtidos a partir dos dados da PME antiga e, a segunda, os obtidos a partir dos dados da PME nova. Para cada um dos exercícios, apresentam-se primeiramente uma descrição dos dados e, em seguida, os resultados propriamente ditos.

4.1 Características descritivas e análise dos modelos *logit* para a amostra de 1986-1995

As características da amostra analisada estão apresentadas na tabela 2. As médias das variáveis são acompanhadas dos respectivos erros-padrão, medida que indica a

precisão das estimativas. Além disso, também foram realizados testes de diferença de médias no intuito de verificar se as diferenças existentes entre os grupos são estatisticamente significativas, ou não.

TABELA 2

Características descritivas dos grupos: média e desvio-padrão – amostra de 1986 a 1995

Variáveis	Grupo de controle		Grupo de tratamento		Diferenças significativas para nível de confiança de 95%
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	
Idade da criança	11,91	1,40	11,92	1,39	
Sexo masculino	53%	0,50	50%	0,50	*
Trabalho infantil	2%	0,16	4%	0,20	*
Atraso escolar	1,34	1,38	1,51	1,41	*
Número de irmãos de 0 a 14 anos	1,72	1,49	1,87	1,51	*
Número de irmãos de 15 anos ou mais	0,87	1,30	0,63	1,05	*
Família completa	94%	0,24	89%	0,31	*
Renda familiar inicial <i>per capita</i>	100,10	152,52	64,87	92,92	*
Δ da renda familiar <i>per capita</i>	-22,49	164,53	-16,86	81,48	
% de pais trabalhando em tempo integral	90%	0,30	85%	0,36	*
Educação do pai	4,88	4,54	4,28	3,97	*
Educação da mãe	4,05	3,88	3,81	3,62	*
Idade da mãe	39,71	7,74	37,93	6,64	*
Residência em Salvador	12%	0,32	15%	0,36	*
Residência em Belo Horizonte	22%	0,42	24%	0,43	
Residência em São Paulo	23%	0,42	19%	0,39	*
Residência em Porto Alegre	12%	0,32	12%	0,32	
Residência em Recife	14%	0,34	14%	0,35	
Residência no Rio de Janeiro	17%	0,38	14%	0,35	*
Número de observações	12.121		1.627		

Fonte: PMEs de 1986 a 1995. Elaboração própria.

Nota: *indica diferença significativa.

Em relação às características individuais da criança, pode-se observar que a variável “idade” não apresentou divergência entre o grupo de controle e o grupo de tratamento. As crianças da amostra têm, em média, 12 anos de idade. Por outro

lado, as variáveis referentes ao atraso escolar, gênero e proporção de crianças que participam do mercado de trabalho divergiram entre os dois grupos analisados: as crianças que compõem o grupo de tratamento estão mais distantes da escolaridade ideal e a proporção de trabalhadores infantis neste grupo representa o dobro daquela verificada para o grupo de controle, embora a proporção de meninas seja maior no tratamento relativamente ao controle.

Entre as características familiares – número de irmãos de zero a 14 anos, número de irmãos de 15 anos ou mais, estrutura familiar e renda familiar *per capita* – todas, sem exceção, foram, em média, estatisticamente diferentes entre os grupos. Em média, o grupo de tratamento tem uma quantidade maior de irmãos com idade entre zero e 14 anos e menor quantidade de irmãos maiores de 15 anos. Além disso, tanto a renda como a proporção de famílias completas (pai e mãe presentes) apresentaram valores inferiores para este grupo. Esse último resultado é bastante intuitivo, já que é de se esperar que o chefe de famílias monoparentais, nesse caso as mães, tenha maior necessidade de sair para o mercado em busca de renda. Quanto à variação proporcional da renda, observa-se que enquanto as famílias do grupo de controle tiveram uma variação anual negativa de 22,5%, para o grupo de tratamento a queda representou 26% do valor da renda.¹⁴

Em relação às características dos pais das crianças, a proporção de pais trabalhando em tempo integral é superior no grupo de controle, assim como maior é o nível de escolaridade desses pais para esse grupo.

Quanto às características maternas, é possível observar que tanto a educação como a idade da mãe, fatores produtivos importantes, apresentaram divergências em relação aos grupos em questão: as mães que começaram a participar do mercado de trabalho são mais novas e têm menor escolaridade.

Por último, com relação à região de residência das crianças, observa-se que as diferenças não são significativas para as RMs de Belo Horizonte, Porto Alegre e Recife. Por outro lado, a proporção de crianças do grupo de tratamento é maior na RM de Salvador e menor na de São Paulo.

Em suma, as características da amostra, em sua maioria, apresentaram divergências entre os grupos analisados, destacando-se as variáveis de renda familiar e de trabalho infantil, o que enfatiza a necessidade de condicionar as estimativas nestas características.

A estimação da probabilidade de aprovação da criança em decorrência do ingresso materno no mercado de trabalho foi realizada, inicialmente, a partir de

14. Ainda que o comentário faça referência à variação proporcional da renda das famílias, vale destacar que a tabela descritiva apresenta os valores médios das variações brutas. O cálculo da variação proporcional média da renda, assim como o desvio dessa estimativa, não foi realizado de forma direta devido à existência de valores nulos da renda inicial das famílias.

quatro modelos *logit*. O primeiro modelo inclui somente a *dummy* do grupo de tratamento. No modelo 2 foram inseridas as características das crianças e de sua família. O terceiro modelo compreende, além das variáveis já incluídas nos modelos anteriores, a variável que identifica a renda familiar *per capita* inicial e ainda a variável que controla a variação anual da renda familiar, exclusive a renda da mãe, de forma a controlar eventuais choques que possam ter efeitos sobre o processo educacional da criança. No modelo 4, características paternas foram acrescentadas ao modelo anterior. Para este último modelo, a amostra restringiu-se às crianças provenientes de famílias completas. A tabela 3 apresenta os efeitos marginais, referentes aos modelos mencionados anteriormente, calculados para indivíduos de características médias da amostra.

Em relação à *dummy* de tratamento, a variável de interesse deste estudo, pode-se observar que seus efeitos marginais foram estatisticamente significativos nos três primeiros modelos, mas não foi no último modelo, que é o mais completo. Assim, pode-se dizer que a entrada das mães no mercado de trabalho não tem efeito sobre o desempenho escolar das crianças. Com relação ao último modelo, o qual inclui características paternas da criança, destaca-se o efeito restritivo da *dummy* que identifica pais com emprego em tempo integral. Para essas crianças, a probabilidade de aprovação fica reduzida em 4,1 pontos percentuais (p.p.).

Dentre as variáveis de controle, algumas estimativas merecem ser comentadas. No que tange à variável de defasagem idade-série, nota-se que o aumento do número de anos de atraso escolar da criança tem impacto negativo sobre a chance de aprovação. Em média, o aumento de um ano na defasagem reduz a probabilidade de aprovação em 2,5 p.p.¹⁵ Ainda com relação à defasagem idade-série, é interessante destacar que essa variável pode estar captando o efeito, por exemplo, da variável de escolaridade da mãe. Machado (2005) traz evidências positivas dessa correlação, mostrando que a educação da mãe tem efeitos negativos sobre o atraso escolar de seus filhos. Ainda em relação às características da criança, a probabilidade de aprovação diminui com a idade e é menor entre os meninos.¹⁶ Por outro lado, viver em famílias completas aumenta a probabilidade de a criança ser aprovada, em média, em 3 p.p.

15. Leon e Menezes-Filho (2002) realizaram, também a partir da PME, uma análise dos indicadores e determinantes da reprovação, avanço e evasão escolar condicional à reprovação para 4^{as} e 8^{as} séries do ensino fundamental e 3^{as} séries do ensino médio brasileiro. Esses autores também trouxeram evidências de que menores são as chances de aprovação entre os estudantes com maior atraso escolar.

16. Para a variável discreta "gênero da criança", optou-se por apresentar também as probabilidades preditas nos pontos. Considerando o modelo 4, a probabilidade predita de aprovação é de 0,74 para as meninas e 0,67 para os meninos.

TABELA 3

**Impacto do trabalho materno sobre a probabilidade de aprovação das crianças:
efeitos marginais dos modelos *logit* – amostra de 1986 a 1995**

Variável dependente = "probabilidade de aprovação"	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Crianças cujas mães participaram do mercado	-0,039*** (0,012)	-0,026** (0,013)	-0,023* (0,013)	-0,016 (0,013)
Características da criança				
Trabalho infantil		-0,038 (0,025)	-0,038 (0,025)	-0,042 (0,027)
Anos de atraso escolar		-0,026*** (0,003)	-0,025*** (0,003)	-0,023*** (0,003)
Sexo masculino		-0,064*** (0,008)	-0,064*** (0,008)	-0,067*** (0,008)
Idade		-0,010*** (0,003)	-0,010*** (0,003)	-0,014*** (0,003)
Características da família da criança				
Família completa		0,039** (0,017)	0,032* (0,017)	
Número de irmãos com idade <= 14		-0,009*** (0,003)	-0,007** (0,003)	-0,007** (0,003)
Número de irmãos com idade > 15		-0,003 (0,004)	-0,003 (0,004)	-0,002 (0,004)
Variação anual da renda familiar <i>per capita</i>			0,0001** (0,0001)	0,0001* (0,0001)
Renda familiar <i>per capita</i> inicial			0,0002*** (0,0001)	0,0001** (0,0001)
Características do pai da criança				
Pai com emprego em tempo integral				-0,041** (0,019)
Anos de estudo				0,005*** (0,001)
Característica da mãe da criança				
Idade		-0,0002 (0,001)	-0,0002 (0,001)	-0,0001 (0,001)
Anos de estudo		0,008*** (0,001)	0,006*** (0,001)	0,003** (0,002)
Outros controles				
<i>Dummies</i> para RM		Sim	Sim	Sim
<i>Dummies</i> para os anos e meses da PME		Sim	Sim	Sim
Observações	13.748	13.748	13.748	12.838
Observação do tratamento	1.627	1.627	1.627	1.447
Pseudo- R^2	0,0006	0,034	0,035	0,036
Wald χ^2	10,21	559,21	565,35	545,99
Prob > χ^2	0,0014	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: PMEs de 1986 a 1995. Elaboração própria.

Notas: Erro-padrão robusto entre parênteses.

***significativo a 1%; **significativo a 5%; e *significativo a 10%.

Para se ter uma ideia da magnitude do efeito do ingresso materno no mercado de trabalho, optou-se por calcular também o efeito do tratamento sobre as crianças. Para tanto, a partir dos coeficientes dos modelos estimados, foi obtida a probabilidade de aprovação para cada criança da amostra. A partir daí, foi calculada uma média dessas probabilidades, restritas às crianças do grupo de tratamento. Em seguida, novamente apenas para as crianças do grupo de tratamento, foram obtidas estimativas da probabilidade de aprovação considerando que a *dummy* de tratamento fosse zero e uma média dessas novas probabilidades foi calculada. Dessa forma, o impacto da entrada da mãe no mercado sobre o desempenho escolar da criança foi obtido por meio da diferença entre essas duas médias, sendo o nível de significância obtido pela técnica *bootstrap*. Os resultados estão descritos na tabela 4. No último modelo, a probabilidade de aprovação das crianças tratadas é 66,9%; caso elas não fossem tratadas, a probabilidade seria de 68,5%. Embora exista uma diferença de 1,6 p.p., não podemos dizer que tal valor é estatisticamente diferente de zero.

TABELA 4

Efeito médio do tratamento sobre tratados: amostra de 1986 a 1995

Modelos	Probabilidade média de aprovação dos tratados	Probabilidade média de aprovação dos tratados caso não tivessem sido tratados	Estimativas
Modelo 1	0,657*** (0,011)	0,696*** (0,004)	-0,039*** (0,012)
Modelo 2	0,657*** (0,011)	0,683*** (0,005)	-0,026** (0,013)
Modelo 3	0,657*** (0,011)	0,679*** (0,005)	-0,022* (0,012)
Modelo 4	0,669*** (0,012)	0,685*** (0,005)	-0,016 (0,013)

Fonte: PMEs de 1986 a 1995. Elaboração própria.

Notas: Erro-padrão estimado via *bootstrap*.

***significativo a 1%; **significativo a 5%; e *significativo a 10%.

Procurando uma robustez maior aos resultados, foram utilizadas também técnicas de PSM. Optou-se por trabalhar com três estimadores: *kernel matching*, *nearest neighbor noreplacement* e cinco *neighbors*.¹⁷ Os resultados, apresentados na tabela A.1 do apêndice, corroboram quase todas as estimativas anteriores. Destacam-se, entretanto, as estimativas geradas por *kernel matching*, que foram estatisticamente significativas em todos os modelos analisados. Para o modelo 4, especificamente, a diferença da probabilidade de aprovação entre os grupos é 2 p.p. e o resultado é significativo a 10%.

17. Nas estimativas por *kernel matching*, optou-se por utilizar a especificação *epanechnikov kernel*.

Outra forma de testar a robustez das estimativas foi analisar os efeitos do trabalho materno para diferentes medidas de tratamento, de forma a identificar, separadamente, os efeitos da entrada da mãe no mercado de trabalho na condição de ocupação e na condição de desemprego.¹⁸ Para tanto, trabalhou-se com três medidas diferentes de tratamento, que serão explicitadas a seguir, utilizando sempre a composição de variáveis do modelo 4, que compreende, além dos demais controles, as variáveis referentes ao pai da criança, e por esta razão é o mais completo dos modelos.

A seguir são apresentados a composição dos tratamentos e os resultados das estimações a partir dos mesmos (tabela 5):

- tratamento 2: composto por uma *dummy* que atribui 1 às crianças cujas mães começaram a participar do mercado na condição de ocupadas e zero para aquelas cujas mães permaneceram inativas ou desempregadas;
- tratamento 3: formado por duas dummies que identificam se as mães começaram a trabalhar em tempo integral ou parcial,¹⁹ e mais uma vez atribuiu-se zero às crianças cujas mães permaneceram inativas ou desempregadas; e
- tratamento 4: constituído por uma variável contínua que representa a jornada, em horas semanais, das mães que começaram a trabalhar.

TABELA 5

Impacto do trabalho materno sobre a probabilidade de aprovação das crianças com idade entre 10 e 14 anos para diferentes tipos de tratamento: efeitos marginais dos modelos *logit* – amostra de 1986 a 1995

Variável dependente = "probabilidade de aprovação"	Tratamento 2	Tratamento 3	Tratamento 4
Crianças cujas mães começaram a participar do mercado na condição de empregadas	-0,020 (0,013)		
Crianças cujas mães começaram a trabalhar em tempo integral		-0,035** (0,014)	
Crianças cujas mães começaram a trabalhar em tempo parcial		0,038 (0,027)	
Jornada de trabalho da mãe			-0,0009*** (0,0004)

Fonte: PMEs de 1986 a 1995. Elaboração própria.

Notas: Erro-padrão robusto entre parênteses.

***significativo a 1%; **significativo a 5%; e *significativo a 10%.

18. Além dessas medidas de tratamento, estimou-se também um modelo que contempla, além dos controles já utilizados, a variável que capta o salário médio da mãe. A ideia era separar o efeito renda do efeito tempo da mãe. Entretanto, as estimativas não foram significativas.

19. A jornada é dita parcial quando são trabalhadas até 20 horas semanais. Já as jornadas de mais de 20 horas são consideradas de tempo integral.

Iniciando a análise pelo tratamento 2, observa-se que o efeito causado pelo ingresso da mãe no mercado de trabalho não foi estatisticamente significativo. Já as estimativas dos tratamentos 3 e 4 corroboram os resultados da literatura, que atribuem efeitos mais restritivos do emprego materno às maiores jornadas de trabalho. Nota-se, por exemplo, que o fato de a mãe trabalhar mais de 20 horas semanais, ou seja, em jornada integral, reduz as chances de aprovação das crianças, em média, em 3,5 p.p., lembrando que essa estimativa é relativa às crianças cujas mães permaneceram na inatividade ou desempregadas.

Em uma última abordagem, os efeitos da entrada da mãe no mercado de trabalho foram analisados de forma mais detalhada, de acordo com a escolaridade da mãe da criança.²⁰ Para isso, trabalhamos com a interação da variável tratamento e o grupo de escolaridade da mãe.²¹

Os resultados apresentados na tabela 6 representam, mais uma vez, estimativas do modelo 4. Optou-se, nesse caso, por apresentar somente os resultados referentes ao tratamento 1, ou seja, aquele que identifica se as crianças tiveram suas mães ingressando no mercado de trabalho. Como pode ser observado, somente a estimativa da diferença na probabilidade de aprovação entre crianças tratadas e não tratadas, para filhos de mães mais escolarizadas, foi significativa. Para essas crianças, o fato de pertencer ao grupo de tratamento reduz as chances de aprovação em 3,2 p.p.

TABELA 6

Efeito do tratamento sobre tratados para diferentes grupos de escolaridade materna: amostra de 1986 a 1995

Amostras	Estimativas	Número de observações do tratamento	Número de observações totais
Crianças com mães de até quatro anos de estudo	0,009	926	8.165
Crianças com mães de mais de quatro anos de estudo	-0,032**	522	4.689

Fonte: PMEs de 1986 a 1995. Elaboração própria.

Nota: ***significativo a 1%; **significativo a 5%; e *significativo a 10%.

Em suma, os resultados mostraram que, em relação à subamostra da PME referente ao período 1986-1995, não se observou impacto, no modelo mais completo, do ingresso materno no mercado de trabalho sobre a probabilidade de aprovação

20. Também foi estimado um modelo interagindo a idade da criança com a *dummy* de tratamento, a fim de verificar se o efeito da presença da mãe varia conforme a idade da criança. Entretanto, devido à não significância estatística da interação, optou-se por não apresentá-lo.

21. Para tanto, foi utilizado o comando *inteff* do software STATA, que trata de efeitos de interações e respectivos erros-padrão em modelos *logit*. Nesse caso, estimou-se o modelo 4 incluindo uma *dummy* para o grupo de escolaridade (variável binária igual a um quando a mãe apresenta escolaridade maior que a mediana e igual a zero, caso contrário) e a interação dessa *dummy* com a variável *tratamento*. As estimativas apresentadas na tabela 6 representam a diferença na probabilidade de aprovação, para crianças cujas mães são menos escolarizadas, entre crianças tratadas e não tratadas (efeito marginal da *dummy* de tratamento) e a diferença na probabilidade de aprovação, para crianças cujas mães são mais escolarizadas, entre crianças tratadas e não tratadas (efeito marginal da *dummy* de tratamento + efeito marginal da interação).

escolar da criança. Todavia, é importante ressaltar que houve um aumento expressivo desse efeito ao considerar a jornada de trabalho da mãe: crianças cujas mães começaram a trabalhar em tempo integral tiveram sua probabilidade de aprovação reduzida, em média, em 3,5 p.p. E, com relação à escolaridade materna, crianças cujas mães são mais escolarizadas e que ingressaram no mercado de trabalho têm menores chances de concluir com êxito o ano letivo do que os filhos de mães mais escolarizadas que permaneceram inativas.

4.2 Características descritivas e análise dos modelos *logit* para a amostra de 2002 a 2006

As características da amostra obtida a partir da PME nova estão apresentadas na tabela 7. Mais uma vez, as médias das variáveis seguem acompanhadas dos respectivos erros-padrão e dos testes de diferença de médias.

Em relação às características individuais da criança, não se observaram diferenças significativas para as variáveis de *idade*, *sexo*, *trabalho infantil* e *atraso escolar* entre as crianças do grupo de tratamento e controle. Em média, as crianças analisadas têm 12 anos de idade e meio ano de atraso escolar; quanto ao gênero, 50% são meninos e em torno de 1% participa do mercado de trabalho.

As características familiares “estrutura familiar” e “renda familiar *per capita*” mostraram-se estatisticamente diferentes entre os grupos. Em média, em relação ao grupo de tratamento, essas variáveis apresentaram valores inferiores aos do grupo de controle. Essas variáveis levam a mãe para o mercado de trabalho e também devem influenciar o desempenho educacional das crianças; sendo assim, devem ser controladas. Por outro lado, observa-se que os grupos não diferiram quanto ao número de irmãos. E, em relação à variação proporcional da renda familiar *per capita*, nota-se que enquanto as famílias do grupo de controle tiveram uma variação anual positiva de 13,3%, para o grupo de tratamento o aumento representou 17,8% do valor da renda inicial. Vale mencionar que, diferentemente do observado para a amostra anterior, a variação anual de renda se mostrou positiva, indicando que, para essa amostra, as famílias tiveram um ganho de renda.

Quanto às características maternas, a educação da mãe não apresentou divergências entre os grupos. No entanto, a variável idade e a relativa ao passado ocupacional da mãe mostraram diferenças consideráveis, já que a proporção de mães, pertencentes ao grupo de tratamento, que tinham participado do mercado de trabalho no ano anterior à primeira entrevista é seis vezes superior ao do grupo de controle. Isto pode estar indicando uma preferência maior pelo trabalho entre as mães do grupo de tratamento.

Em relação às características dos pais das crianças, a proporção daqueles que trabalhavam em tempo integral é superior no grupo de controle, assim como é maior o nível de escolaridade dos pais para esse grupo.

TABELA 7

Características descritivas dos grupos: média e desvio-padrão – amostra de 2002 a 2006

Variáveis	Grupo de controle		Grupo de tratamento		Diferenças significativas para nível de confiança de 95%
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	
Idade da criança	12,02	1,37	12,07	1,40	
Sexo masculino	51%	0,50	49%	0,50	
Trabalho infantil	1%	0,10	1%	0,10	
Atraso escolar	0,48	0,93	0,50	0,90	
Número de irmãos de 0 a 14 anos	1,08	1,11	1,22	1,17	
Número de irmãos de 15 anos ou mais	0,46	0,76	0,38	0,69	
Família completa	93%	0,25	80%	0,40	*
Renda familiar inicial <i>per capita</i>	216,20	340,38	114,98	140,77	*
Δ da renda familiar <i>per capita</i>	28,85	264,72	20,44	133,99	
% de pais trabalhando em tempo integral	92%	0,27	78%	0,42	*
Educação do pai	7,58	4,04	7,04	3,78	
Idade da mãe	39,36	7,61	37,83	6,69	*
Educação da mãe	7,12	3,78	6,67	3,47	
% de mães que estavam no mercado de trabalho no ano anterior	4%	0,005	24%	0,03	*
Residência em Salvador	7%	0,26	8%	0,27	
Residência em Recife	10%	0,30	13%	0,34	
Residência em Belo Horizonte	16%	0,37	27%	0,45	*
Residência no Rio de Janeiro	29%	0,46	18%	0,39	*
Residência em São Paulo	22%	0,41	21%	0,41	
Residência em Porto Alegre	15%	0,36	13%	0,33	
Número de observações	1.187		211		

Fonte: PMEs de 2002 a 2006. Elaboração própria.

Nota: *indica diferença significativa.

Por último, com relação à região de residência das crianças, cabe ressaltar que as diferenças são significativas somente para as RMs do Rio de Janeiro e Belo Horizonte.

Em suma, embora para a maior parte das variáveis, os testes de diferença de média não tenham apontado divergências entre os grupos, esta análise preliminar mostrou diferenças importantes para o grupo de variáveis que caracterizam as famílias e também para a variável referente ao passado ocupacional da mãe. Estes resultados atestam, portanto, a relevância de incluir tais controles nos exercícios de regressão.

Para estimar a probabilidade de aprovação da criança foram construídos cinco modelos *logit*. Os quatro primeiros têm o mesmo desenho da análise anterior; e no último modelo foi incluída a variável representativa do passado ocupacional da mãe. A ideia é utilizar essa última variável para testar a robustez dos resultados.

A tabela 8 apresenta os efeitos marginais, referentes aos modelos mencionados anteriormente, calculados para indivíduos de características médias da amostra. Os resultados das regressões mostram que o fato de uma criança fazer parte do grupo de tratamento tem efeitos restritivos sobre a probabilidade de aprovação escolar. Considerando os cinco modelos estimados, o efeito da *dummy* de tratamento varia entre $-5,9$ p.p. e $-7,1$ p.p., sendo estatisticamente significativo, a pelo menos 10%, em todos os modelos.

Quanto às demais variáveis, é possível observar que a maioria delas não se mostrou estatisticamente significativa. Provavelmente esses efeitos estão sendo captados por outras variáveis. Por exemplo, o atraso escolar é uma variável forte que capta todo um histórico educacional da criança. Ao excluí-la dos modelos, variáveis como número de irmãos, idade da criança e educação da mãe passam a ser estatisticamente significativas. Esta última variável também perde significância quando controlada a “renda familiar inicial *per capita*”. Em relação à variável atraso escolar, é possível notar que, assim como esperado, quanto maior o atraso escolar da criança, ou seja, quanto mais distante ela estiver da escolaridade ideal, menores são as chances de aprovação. Em média, o aumento de um ano na defasagem reduz a probabilidade de aprovação em 2,3 p.p., resultado análogo ao anterior.

Com relação aos modelos 4 e 5 – que incluem características paternas da criança – pode-se observar um efeito restritivo da *dummy* que identifica pais com emprego em tempo integral.²² Para essas crianças, a probabilidade de aprovação fica reduzida em 6,8 p.p. Esse resultado sugere que, assim como a presença materna, a presença do pai no domicílio é um evento bastante relevante para os bons resultados escolares da criança. Lembrando que, devido à renda estar controlada, observa-se o efeito puro do tempo despendido pelo pai em casa.

Por fim, como mostrado anteriormente, os grupos de tratamento e controle apresentaram grandes divergências quanto à variável referente ao passado ocupacional da mãe, sendo relevante sua incorporação como variável de controle nos exercícios de regressão. Os resultados mostram que mães que participaram do mercado de trabalho no ano anterior tiveram efeitos positivos sobre a probabilidade de aprovação das crianças. Ou seja, controlada a defasagem idade-série, o fato de a mãe ter participado do mercado anteriormente, impactar positivamente a probabilidade de aprovação da criança sinaliza que essas crianças já eram melhores em termos de desempenho escolar.

22. Para a *dummy* que identifica pais com emprego em tempo integral, optou-se por apresentar também as probabilidades previstas nos pontos. Considerando o modelo 5, a probabilidade prevista de aprovação é de 0,90 para as crianças cujos pais trabalham em tempo integral e 0,97 para os filhos cujos pais não trabalham em tempo integral.

TABELA 8

**Impacto do trabalho materno sobre a probabilidade de aprovação das crianças:
efeitos marginais dos modelos *logit* – amostra de 2002 a 2006**

Variável dependente = “probabilidade de aprovação”	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Crianças cujas mães participaram do mercado	-0,064** (0,030)	-0,064** (0,032)	-0,059* (0,031)	-0,060* (0,035)	-0,071* (0,037)
Características das crianças					
Trabalho infantil		0,036 (0,056)	0,035 (0,055)	0,033 (0,052)	0,035 (0,050)
Anos de atraso escolar		-0,023*** (0,008)	-0,023*** (0,008)	-0,023*** (0,008)	-0,024*** (0,008)
Sexo masculino		-0,013 (0,018)	-0,014 (0,017)	-0,023 (0,018)	-0,022 (0,018)
Idade		-0,007 (0,007)	-0,006 (0,006)	-0,008 (0,007)	-0,007 (0,007)
Características da família da criança					
Família completa		0,006 (0,027)	-0,005 (0,025)		
Número de irmãos com idade <= 14		-0,012 (0,009)	-0,011 (0,008)	-0,008 (0,009)	-0,007 (0,009)
Número de irmãos com idade > 15		0,010 (0,014)	0,009 (0,014)	0,017 (0,016)	0,016 (0,016)
Variação da renda familiar <i>per capita</i>			0,0001 (0,0001)	0,0001 (0,0001)	0,0001 (0,0001)
Renda familiar <i>per capita</i> inicial			0,00006** (0,00003)	0,00007** (0,00003)	0,0001** (0,00003)
Características do pai da criança					
Pai com emprego em tempo integral				-0,068** (0,029)	-0,069** (0,028)
Anos de estudo				-0,0001 (0,003)	-0,0001 (0,003)
Característica da mãe da criança					
Idade		-0,002 (0,002)	-0,002 (0,001)	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)
Anos de estudo		0,005* (0,003)	0,003 (0,003)	0,003 (0,003)	0,003 (0,003)
Mãe que participou do mercado no ano anterior					0,045* (0,027)
Outros controles					
<i>Dummies</i> para RM		Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummies</i> para os anos e meses da PME		Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	1.398	1.398	1.398	1.265	1.265
Observação do tratamento	211	211	211	165	165
Pseudo- R^2	0,006	0,068	0,070	0,080	0,082
Wald χ^2	5,63	72,23	76,21	77,27	78,65
Prob > χ^2	0,018	0,000	0,000	0,000	0,000

Fonte: PMEs de 2002 a 2006. Elaboração própria.

Notas: Erro-padrão robusto entre parênteses.

***significativo a 1%; **significativo a 5%; e *significativo a 10%.

A fim de se ter uma ideia da magnitude desse efeito, repetiu-se o procedimento da estimação anterior, ou seja, levou-se em conta somente o grupo de crianças tratadas. Considerando-se como exemplo o modelo 5, pode-se concluir que crianças tratadas teriam sua probabilidade de aprovação aumentada de 82% para 89%, caso não fossem tratadas. Ou seja, o impacto do trabalho materno sobre a probabilidade de aprovação da criança é negativo e tem uma magnitude de 7 p.p. – um efeito bem elevado. Se olharmos pelo ponto de vista da reprovação, os resultados chamam ainda mais a atenção: observa-se que a taxa de reprovação é maior, em mais de 60%, para o grupo de tratamento, já que a probabilidade média de reprovação dos tratados é de 18% e, no caso de o grupo não ser tratado, a taxa cai para 11%. A tabela 9 apresenta o efeito do tratamento sobre tratados para os cinco modelos estimados. Um ponto interessante é o aumento da probabilidade de aprovação nos dados dos anos 2000, relativamente aos dados dos anos 1980 e 1990, que deve estar refletindo efeitos de políticas educacionais de correção de fluxo que tem ocorrido nos últimos anos.

TABELA 9

Efeito do tratamento sobre tratados: amostra de 2002 a 2006

Modelos	Probabilidade média de aprovação dos tratados	Probabilidade média de aprovação dos tratados caso não tivessem sido tratados	Estimativas
Modelo 1	0,826*** (0,028)	0,890*** (0,009)	-0,064** (0,030)
Modelo 2	0,807*** (0,030)	0,880*** (0,013)	-0,073** (0,034)
Modelo 3	0,808*** (0,030)	0,877*** (0,013)	-0,069** (0,035)
Modelo 4	0,817*** (0,035)	0,886*** (0,013)	-0,069* (0,039)
Modelo 5	0,818*** (0,033)	0,894*** (0,014)	-0,076** (0,037)

Fonte: PMEs de 2002 a 2006. Elaboração própria.

Notas: Erro-padrão estimado via *bootstrap*.

***significativo a 1%; **significativo a 5%; e *significativo a 10%.

Também foram utilizadas técnicas de PSM. Os resultados, mostrados na tabela A.2 do apêndice, sustentam as estimativas apresentadas anteriormente. Uma única exceção fica por conta da estimativa gerada por cinco *neighbors* que, apesar de conter magnitude semelhante, não se mostrou estatisticamente significativa para o modelo 4.

Seguindo com a análise, a mesma estratégia de estimar diferentes medidas de tratamento foi adotada para essa amostra. Para tanto, trabalhou-se com quatro tipos

diferentes de tratamento, utilizando sempre o modelo 5, ou seja, o mais completo dentre os modelos.²³ Os resultados estão apresentados na tabela 10.

TABELA 10

Impacto do trabalho materno sobre a probabilidade de aprovação das crianças com idade entre 10 e 14 anos para diferentes tipos de tratamento: efeitos marginais dos modelos *logit* – amostra de 2002 a 2006

Variável dependente = "probabilidade de aprovação"	Tratamento 2	Tratamento 3	Tratamento 4
Crianças cujas mães começaram a participar do mercado na condição de empregadas	-0,058 (0,040)		
Crianças cujas mães começaram a trabalhar em tempo integral		-0,013 (0,036)	
Crianças cujas mães começaram a trabalhar em tempo parcial		-0,145* (0,087)	
Jornada de trabalho da mãe			-0,0003 (0,0007)
Número de observações	Total = 1.265 Tratamento = 139	Total = 1.265 Tempo integral = 95 Tempo parcial = 44	Total = 1.265 Tratamento = 139

Fonte: PMEs de 2002 a 2006. Elaboração própria.

Notas: Erro-padrão robusto entre parênteses.

***significativo a 1%; **significativo a 5%; e *significativo a 10%.

Iniciando a análise pelo tratamento 2, observa-se, apesar de apresentar sinal negativo, um efeito não significativo do ingresso da mãe no mercado de trabalho na condição de emprego.

As estimativas dos tratamentos 3 e 4, desta vez, não corroboram os resultados da literatura que atribuem efeitos mais restritivos do emprego materno às maiores jornadas de trabalho. Chama a atenção a magnitude da *dummy* que capta o efeito do trabalho materno em tempo parcial (-14,4 p.p.). Esse resultado, provavelmente, reflete o reduzido montante de observações que compõe esse grupo de tratamento. Mais especificamente, dentre as 165 crianças cujas mães deixaram de ser inativas, apenas 44 passaram a trabalhar em tempo parcial. Por outro lado, analisando-se as características descritivas deste grupo de mulheres, observa-se que a porcentagem destas que trabalharam no ano anterior é relativamente menor quando comparada à média observada para o grupo de tratamento (20% versus 24%). Ou seja, uma possibilidade é que essas mulheres que passam a trabalhar em tempo parcial são as mais presentes em casa e, então, a sua ausência acaba por fazer uma diferença maior.

23. Também foi estimado o modelo 5 acrescido da variável que capta o salário médio da mãe. Novamente, não se conseguiu separar o efeito renda do efeito tempo da mãe. Mais uma vez os resultados não foram significativos.

Assim como foi realizado anteriormente, decidiu-se analisar os efeitos da entrada da mãe no mercado de trabalho utilizando um modelo que contempla uma interação da variável de tratamento com uma *dummy* que identifica mães com nível de escolaridade maior que a mediana. Como pode ser observado, somente a estimativa da diferença na probabilidade de aprovação entre crianças tratadas e não tratadas, para filhos de mães mais escolarizadas, foi significativa. Para essas crianças, o fato de pertencer ao grupo de tratamento reduz suas chances de aprovação em 17,6 p.p. Ou seja, o efeito médio do trabalho materno é significativamente mais custoso para os filhos de mães mais escolarizadas. Embora este resultado seja condizente com os encontrados na literatura – a ideia é que em função do maior capital humano, a ausência das mães mais educadas acaba sendo mais sentida pelas crianças – novamente aqui este efeito é bastante elevado por ser devido ao número restrito de observações para este grupo.

TABELA 11

Efeito do tratamento sobre tratados para diferentes grupos de escolaridade materna: amostra de 2002 a 2006

Amostras	Estimativas	Número de observações do tratamento	Número de observações totais
Crianças com mães de até sete anos de estudo	0,003	83	569
Crianças com mães de mais de sete anos de estudo	-0,176***	82	696

Fonte: PMEs de 2002 a 2006. Elaboração própria.

Nota: ***significativo a 1%; **significativo a 5%; e *significativo a 10%.

Em suma, os resultados mostraram que, para a amostra referente ao período de 2002 a 2006, o impacto do trabalho materno apresentou uma magnitude expressiva, com valores bem superiores aos encontrados para a amostra de 1986 a 1995. O que pode explicar estas diferenças de resultados?

Primeiramente, as próprias mudanças metodológicas da PME podem estar explicando estes resultados. A PME nova capta com mais rigor a participação no mercado de trabalho dos indivíduos. São dois pontos principais que impactam neste trabalho. O período de referência para identificar a procura por trabalho aumenta de sete para 30 dias. Assim, indivíduos que eram classificados como inativos agora são classificados como desempregados. Na PME antiga o trabalho não remunerado só era considerado ocupação se fosse acima de 15 horas por semana. Na nova PME, basta ultrapassar 1 hora. Dessa forma, indivíduos que eram classificados como inativos agora são classificados como ocupados. Nos dois casos, pessoas do grupo de tratamento atual antes estavam no grupo de controle. Assim, uma possibilidade é que na PME antiga o impacto seja subestimado, visto que havia mulheres tratadas no grupo de controle.

Um segundo ponto a ser considerado é com relação às diferenças observadas na variável “variação anual da renda *per capita* da família” entre os períodos. Observa-se que a variação anual da renda passou de negativa na amostra de 1986-1995 para positiva no período 2002-2006. A partir daí, pode-se pensar que, para as crianças

da primeira amostra, o efeito positivo da renda proveniente do trabalho materno se mostrou mais importante para o desempenho escolar da criança relativamente ao efeito negativo da ausência da mãe no domicílio. Em contrapartida, as crianças da segunda amostra tiveram uma variação anual positiva na renda familiar. E, para esse grupo, o efeito da renda extra advinda do trabalho da mãe pode não ter sido tão relevante, de forma que o impacto negativo da ausência da mãe se sobressaiu.

Outro fato que merece ser destacado é a expressiva diferença entre as taxas de reprovação nos dois períodos analisados. Enquanto na PME antiga as taxas de reprovação ficam em torno de 35%, na PME nova a taxa é de apenas 19%. Dessa forma, pode-se dizer que a reprovação, no período 1986-1995, era considerada como a regra. Já no período mais recente a regra passou a ser a aprovação das crianças e, por isso, os efeitos negativos da ausência da mãe passaram a ser captados.

E, por fim, mas não menos importante, a diferença de resultados pode estar refletindo uma mudança, em termos de escolaridade materna, entre os períodos analisados. Como observado, as características descritivas das amostras indicam que as mães do período mais antigo (1986-1995) que começaram a participar do mercado de trabalho tinham, em média, 3,8 anos de estudo. Já na amostra mais recente (2002-2006), essa média chega a 6,7 anos de escolaridade – um aumento expressivo de 76,3%. Assim como mencionado anteriormente, a literatura aponta efeitos restritivos mais intensos do trabalho materno conforme aumenta a escolaridade da mãe da criança. Dessa forma, pode-se dizer que as crianças provenientes da amostra da PME nova apresentaram uma sensibilidade maior à ausência da mãe no domicílio não somente pela simples redução no tempo de dedicação materna aos filhos, mas também em função da ausência de uma mãe mais escolarizada. Para os dois subperíodos, o impacto do tratamento é mais negativo para as crianças filhas de mães mais escolarizadas. Como este grupo é mais representativo na PME mais nova, os resultados aparecem.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi analisar o impacto do trabalho materno sobre a probabilidade de aprovação das crianças de 10 a 14 anos de idade. Para tanto foram utilizadas duas subamostras da PME referentes aos períodos 1986-1995 e 2002-2006. Tal decisão se apoiou nas vantagens exclusivas do uso de cada uma delas: enquanto a amostra referente à metodologia antiga ofereceu uma quantidade maior de graus de liberdade e ainda estava livre dos problemas relacionados ao sistema de progressão continuada, ela teve a desvantagem de não ter uma variável que desempenhasse a função de controlar o passado ocupacional da mãe, variável que só pôde ser incorporada na amostra mais recente.

A contribuição deste trabalho, além de analisar um atributo da família pouco explorado nos estudos brasileiros sobre o tema, está em utilizar os dados da PME, os quais proporcionaram um trabalho diferenciado em virtude de se poder trabalhar com um painel de indivíduos.

Os resultados mostraram que, para a amostra mais antiga, o fato de a mãe participar do mercado de trabalho não teve impacto sobre a probabilidade de aprovação escolar da criança. Todavia, houve um aumento expressivo desse efeito ao se considerar a jornada de trabalho e a escolaridade da mãe: crianças cujas mães começaram a trabalhar em tempo integral tiveram sua probabilidade de aprovação reduzida, em média, em 3,5 p.p.; para as crianças, filhas de mães mais escolarizadas, o impacto negativo é 3,2 p.p.

Já na amostra mais recente, os resultados foram mais expressivos: o impacto do trabalho materno apresentou uma magnitude de 7,1 p.p. Neste caso, o efeito mais negativo para a extensão da jornada de trabalho não aparece, enquanto o impacto mais negativo observado para as crianças filhas de mães mais escolarizadas permanece.

Essa divergência de resultados pode ser decorrente: *i*) das mudanças metodológicas da PME; *ii*) das diferenças da variável “variação anual da renda *per capita* da família”; *iii*) das mudanças das “regras” relativas à aprovação/reprovação nas escolas; ou, por fim, *iv*) do aumento da escolarização das mães entre os períodos analisados. Estudos futuros podem buscar a confirmação da importância destes elementos e, em caso positivo, qual a contribuição de cada um deles no resultado final.

ABSTRACT

The purpose of this paper is to analyze the impact of maternal labor on the probability of school progression for Brazilian children with age between 10 and 14 years. Two sub-samples from the data set of the Monthly Employment Survey (Pesquisa Mensal de Emprego – PME), referring to periods from 1986 to 1995 and from 2002 to 2006 were used. The results show that, for the oldest sample, maternal ingression in the labor market does not influence the child’s school progression probability. However, from 2002 to 2006, the results are more expressive: maternal labor impacts school progression probability negatively in 7.1 percentage points. This divergent behavior may be attributed to: *i*) changes in PME methodology; *ii*) difference in sub-samples with respect to the per capita income variable; *iii*) changes in school progression/repetition “rules”; or, finally, *iv*) increase in maternal education levels between the analyzed periods. Future studies may identify the importance of these elements and their contribution to our final results

REFERÊNCIAS

- ALBERNAZ, A.; FERREIRA, F.; FRANCO, C. Qualidade e equidade na educação fundamental brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro: Ipea, v. 33, n. 3, p. 453-476, 2002.
- BARROS, R. P. de. *et al.* **Determinantes do desempenho educacional no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2001 (Texto para Discussão, n. 834).
- BLAU, F. D.; GROSSBERG, A. J. Maternal labor supply and children’s cognitive development. **The Review of Economics and Statistics**, v. 74, n. 3, p. 474-481, 1992.
- CAVALIERE, C. H. Trabalho infantil e desempenho escolar. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 28., 2000, Campinas. **Anais....** Campinas: ANPEC, 2000.

CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. O mercado de trabalho brasileiro é segmentado? Alterações no perfil da informalidade e nos diferenciais de salários nas décadas de 1980 e 1990. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 4, p. 867-899, out./dez. 2006.

FELICIO, F.; FERNANDES, R. O efeito da qualidade da escola sobre o desempenho escolar: uma avaliação do ensino fundamental no estado de São Paulo. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 2005, Natal. **Anais...** Natal: ANPEC, 2005.

FERNANDES, R.; CHAHAD, J. P. Z. Unemployment insurance and transitions in the labor market: an evaluation of the Brazilian program. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 22, 2002.

_____; FELÍCIO, F. The entry of the wife into the labor force in response to the husband's unemployment: a study of the added worker effect in Brazilian metropolitan areas. **Economic Development and Cultural Change**, v. 53, p. 887-911, July 2005.

GONZAGA, G. M.; MENEZES-FILHO, N. A.; CAMARGO, J. M. Os efeitos da redução da jornada de trabalho de 48 para 44 horas semanais em 1988. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 2, p. 369-400, 2003.

GREGG, P. *et al.* The effects of a mother's return to work decision on child development in the UK. **The Economic Journal**, v. 115, p. 48-80, 2005.

HANUSHEK, E. The failure of input-based schooling policies. **Economic Journal**, v. 113, n. 485, p. 64-98, 2003.

_____. **Education production functions: developed country evidence**. International Encyclopedia of Education. 3. ed. Nov. 2007. Disponível em: <<http://edpro.stanford.edu/hanushek/admin/pages/files/uploads/hanushek%202010%20prod%20functions%20international%20encyclopedia.pdf>>

HAVEMAN, R.; WOLFE, B. The determinants of children's attainments: a review of methods and findings. **Journal of Economic Literature**, v. 33, n. 4, p. 1.829-1.878, 1995.

_____; _____. SPAULDING, J. Childhood events and circumstances influencing high school completion. **Demography**, v. 28, n. 1, p. 133-157, 1991.

HOROWITZ, A. W.; SOUZA, A. P. **The dispersion of intra-household human capital across children: a measurement strategy and evidence**. Department of Economics, Vanderbilt University, 2004 (Working Papers, n. 0408). Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/van/wpaper/0408.html>>

KASSOUF, A. L. **O trabalho infantil no Brasil**. São Paulo, Piracicaba: Deas-ESALQ-USP, 1999. 110 p. (Tese de livre docência).

KREIN, S. F.; BELLER, A. H. Educational attainment of children from single-parent families: differences by exposure, gender, and race. **Demography**, v. 25, n. 2, p. 221-234, 1988.

LEON, F. L.; MENEZES-FILHO, N. A. Reprovação, avanço e evasão escolar no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro: Ipea, v. 32, n. 3, 2002.

MACHADO, A. F.; RIBAS, R. P.; PENIDO, M. Mobilidade entre estados de pobreza e inserção no mercado de trabalho: uma análise para o Brasil metropolitano em 2004. **Economia Aplicada**, v. 11, n. 2, p. 253-279, 2007.

MACHADO, D. C. **Escolaridade das crianças no Brasil: três ensaios sobre a defasagem idade-série**. 2005. 142f. Tese (Doutorado) – Departamento de Economia da PUC-Rio, Rio de Janeiro, 2005.

_____; GONZAGA, G. O impacto dos fatores familiares sobre a defasagem idade-série de crianças no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 61, n. 4, p. 449-476, 2007.

MENEZES-FILHO, N. A.; PICCHETTI, P. Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro: Ipea, v. 30, n. 1, 2000.

MILNE, A. M. *et al.* Single parents, working mothers, and the educational achievement of school children. **Sociology of Education**, East Lansing, v. 59, p. 125-139, 1986.

RIBAS, R.; SOARES, S. **Sobre o painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, 2008 (Texto para Discussão, n. 1.348).

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, p. 41-55, 1983.

RUHM, C. J. **Parental employment and child cognitive development**. Greensboro: University of North Carolina, 2002.

SILVA, N. V.; HASENBALG, C. Tendências da desigualdade educacional no Brasil. **Dados**, v. 43, n. 3, 2000.

WALDFOGEL, J. *et al.* The effects of early maternal employment on child cognitive development. **Demography**, v. 39, n. 2, p. 369-392, 2002.

(Originais submetidos em setembro de 2008. Última versão recebida em outubro de 2010. Aprovada em dezembro de 2010.)

APÊNDICE

TABELA A.1

PSM: amostra de 1986 a 1995

Modelos	<i>Kernel matching</i>	<i>Nearest neighbor</i>	<i>5 neighbors</i>
Modelo 2	-0,029** (0,013)	-0,039** (0,018)	-0,032** (0,016)
Modelo 3	-0,026** (0,013)	-0,029* (0,017)	-0,020 (0,016)
Modelo 4	-0,0197* (0,011)	-0,006 (0,013)	-0,0164 (0,015)

Fonte: PMEs de 1986 a 1995. Elaboração própria.

Notas: Erro-padrão estimado via *bootstrap*.

***significativo a 1%; **significativo a 5%; e *significativo a 10%.

TABELA A.2

PSM: amostra de 2002 a 2006

Modelos	<i>Kernel matching</i>	<i>Nearest neighbor</i>	<i>5 neighbors</i>
Modelo 2	-0,069** (0,030)	-0,078** (0,037)	-0,065* (0,035)
Modelo 3	-0,066** (0,030)	-0,077** (0,037)	-0,063* (0,035)
Modelo 4	-0,062* (0,032)	-0,067* (0,040)	-0,059 (0,038)
Modelo 5	-0,0603* (0,034)	-0,067* (0,040)	-0,071* (0,039)

Fonte: PMEs de 2002 a 2006. Elaboração própria.

Notas: Erro-padrão estimado via *bootstrap*.

***significativo a 1%; **significativo a 5%; e *significativo a 10%.