

Trabalho materno e desempenho educacional das crianças: uma análise da probabilidade de aprovação escolar

Juliana Maria de Aquino*
Elaine Toldo Pazello**

Resumo

O objetivo desse estudo foi analisar o impacto do trabalho materno (implicitamente, da presença da mãe em casa) sobre a probabilidade de aprovação das crianças brasileiras com idade entre 10 e 14 anos. Para tanto, foram utilizadas duas sub-amostras da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), referentes aos períodos 1986-1995 e 2002-2006. O artigo contribui com a literatura, primeiro, porque analisa um atributo da família pouco explorado nos estudos brasileiros sobre o tema e também por utilizar os dados da PME, os quais proporcionaram um trabalho diferenciado porque permitiu que se trabalhasse com um painel de indivíduos. Os resultados obtidos mostram que, em ambas as amostras, o trabalho materno teve efeitos restritivos sobre o desempenho educacional das crianças. Todavia, a magnitude dos efeitos foi bem mais expressiva para o período 2002-2006, o que pode ser reflexo de mudanças quanto ao perfil ocupacional da mulher ou até mesmo de uma piora no sistema educacional em termos de qualidade de ensino.

Palavras-Chave: Trabalho da mãe, Aprovação

Código ANPEC: Área 11- Economia Social e Demografia Econômica

Abstract

The purpose of this paper is to analyze the impact of maternal labor (implicitly, of the presence of mother in home) on the probability of schooling advance for brazilian children with age between 10 and 14 years. Two sub-samples from the data set Pesquisa Mensal de Emprego (PME), referring to periods from 1986 to 1995 and from 2002 to 2006 were used. This paper contributes with literature, firstly, because a family attribute that is not so explored in brazilian studies is analyzed and, secondly, because the PME data set, that follows the same individuals over time is used. The results show that, in both samples, maternal labor had restrictive effect on children's educational performance. However, the magnitude of the effect was larger for the period 2002-2006, suggesting changes on women's occupational profile or even a worsening in the educational system in terms of quality of education.

Key-words: Maternal labor, Advance

Código JEL: I21

* Do Departamento de Economia da FEA-RP/ USP. A autora agradece aos professores Reynaldo Fernandes e Luiz Guilherme Scorzafave pelas sugestões e a FAPESP pelo apoio financeiro.

** Do Departamento de Economia da FEA-RP/ USP.

Trabalho materno e desempenho educacional das crianças: uma análise da probabilidade de aprovação escolar

1. Introdução

Nos últimos anos, o tema educação tem sido alvo de muitos estudos e, essa atenção especial, provavelmente, decorre dos benefícios que a escolaridade acarreta, sejam eles individuais, sociais ou pela possibilidade que a educação tem de romper o ciclo de pobreza entre gerações. No que tange às vantagens individuais advindas da educação, destaca-se sua forte atuação em determinar a renda futura dos indivíduos. Fernandes e Menezes-Filho (2000) mostram que os retornos à escolaridade no Brasil são expressivos quando comparados aos países industrializados e também em relação aos países latino-americanos, embora Menezes-Filho (2001) apresente evidências de que tais retornos venham declinando ao longo do tempo, em virtude do processo de expansão educacional vivido pelo país. Os resultados de Menezes-Filho (2001) indicam, por exemplo, que indivíduos com ensino fundamental completo ganham, em média, três vezes mais que os analfabetos. E aqueles com ensino superior completo apresentam um rendimento salarial médio quase doze vezes superior ao grupo sem escolaridade. Dessa forma, o autor corrobora a idéia de que a educação seja um dos principais determinantes da desigualdade de renda no país, intensificando, assim, a relevância dos estudos acerca desse tema.

A educação também tem efeitos importantes sobre o crescimento e desenvolvimento econômico dos países. Essa relação se torna bem intuitiva quando se observam algumas propriedades advindas do desenvolvimento educacional: a educação proporciona, por exemplo, melhorias na qualidade da mão-de-obra, que segue acompanhada de aumentos de produtividade. Souza (1999) verificou que a qualidade da força de trabalho brasileira, medida pela proxy anos de escolaridade, encontra-se, de fato, relacionada com o produto potencial do país. Na mesma linha, Barros e Mendonça (1997) evidenciam a relevância do atraso educacional vivido pelo país para o desempenho econômico do mesmo. Os autores mostram que tal atraso leva as taxas de crescimento a valores entre 15 e 30% inferiores ao esperado e revelam ainda que a eliminação do atraso educacional teria efeitos restritivos sobre crescimento populacional e mortalidade e impactos positivos sobre o desempenho educacional futuro do país.

Quando se analisa a questão educacional, dois pontos são relevantes: o atendimento escolar e a qualidade do ensino. No que tange à inclusão escolar no Brasil, sabe-se, segundo os dados no INEP, que essa variável obteve sucesso durante a última década. De 1991 a 2000, o atendimento escolar passou de 89 para 96,4%, entre as crianças de 7 a 14 anos, e de 62,3 para 83% para crianças de 15 a 17 anos. Por outro lado, a qualidade de ensino não obteve o mesmo êxito, já que o Brasil continua apresentando indicadores educacionais abaixo dos padrões internacionais. Essa desfavorável situação pode ser observada, por exemplo, por meio do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb), índice desenvolvido recentemente pelo Inep/MEC. No Brasil como um todo, o índice médio foi de 3,8 pontos, resultado bem aquém da média 6,0 que corresponde a um sistema educacional com qualidade semelhante à de países desenvolvidos.

Tendo em vista o importante papel da educação em uma sociedade e o cenário nada favorável à qualidade desta no Brasil, pesquisas voltadas para o entendimento dos determinantes do desempenho educacional ganham cada vez mais espaço e se fazem necessárias para formulações de políticas educacionais. É neste contexto que este trabalho se insere. Diversos estudos apontam o background familiar como um dos principais determinantes do desempenho educacional. Em geral, os estudos utilizam para background familiar as características dos pais em termos de escolaridade e idade. Este artigo, no entanto, foca especificamente o papel da presença da mãe no aprendizado da criança. A idéia é analisar o impacto da participação 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 sub-amostras da PME (Pesquisa Mensal de Emprego) 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 também por utilizar os dados da PME, os quais proporcionarão um trabalho diferenciado porque permitirá que se trabalhe com um painel de indivíduos.

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, orientação e monitoração dada à criança, o trabalho materno pode também estar associado a maiores rendimentos, compensando, assim, a redução no tempo gasto com a criança¹. A interpretação econômica dessa perspectiva enfatiza o trade-off com o qual os pais se deparam, ou seja, eles devem decidir quanto aos recursos monetários e temporais que serão utilizados na produção de qualidade da criança.

Dentre os estudos que buscam analisar essa relação, os resultados variam conforme a amostra e a medida escolhida para representar o desempenho escolar. Trabalhos como o 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 são restritos a crianças de cor branca. Por outro lado, o estudo de Haveman, Wolfe e Spaulding (1991) aponta o trabalho materno como um determinante positivo da conclusão do ensino médio. Contudo, o impacto depende do momento no qual ele ocorre: o fato da 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 da renda é reduzido quando o trabalho materno acontece durante a infância dos mesmos. Resultados semelhantes ao anterior também foram encontrados por Blau e Grossberg (1992).

No Brasil, a relação entre trabalho materno e desempenho educacional 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 extra-escolares do desempenho escolar. A partir dos dados da PNAD, 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.

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

2. Base de dados e seleção da amostra

A base de dados utilizada nesse exercício foi construída a partir da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), IBGE. Essa pesquisa, iniciada em 1980, tem como principal objetivo produzir indicadores do mercado de trabalho. Sua periodicidade é mensal e abrange as regiões metropolitanas 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. O domicílio compreendido na amostra é entrevistado por quatro meses consecutivos, é retirado da amostra por

¹ Ver a este respeito Haveman e Wolfe (1995).

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 ‘velha’ quanto da PME ‘nova’. Tal decisão se apóia nas vantagens exclusivas do uso de cada uma delas. A PME ‘velha’ abrange um maior período de anos e, assim possibilita a formação de amostras mais representativas. Além disso, o período compreendido entre 1986 e 1995 suprime os eventuais problemas que 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 de 1996. É por essa razão, inclusive, que se optou por trabalhar apenas com anos de 1986 a 1995 da PME ‘velha’. 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.

A seleção da amostra de interesse seguiu os procedimentos adotados em Cavaliere (2000)². Primeiramente, só foram incluídas as famílias cuja primeira entrevista ocorreu entre os meses de março a julho do ano em questão. Essa escolha decorre do fato de que os dois primeiros meses do ano correspondem às férias escolares e, assim, não seria possível identificar se a criança estaria freqüentando 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. Assim, por exemplo, se a primeira entrevista ocorre em março, acompanha-se a família, em abril, maio e junho deste mesmo ano e, em março do ano seguinte.

Destas famílias, só foram incluídas na amostra crianças com idade entre 10 e 14 anos que estivessem freqüentando escola quando foram entrevistadas pela primeira vez e que permaneceram estudando durante todas as cinco entrevistas. Além das restrições impostas acima, somente fizeram parte da amostra aquelas crianças cujas mães estivessem fora do mercado de trabalho quando da primeira entrevista, ou seja, crianças cujas mães fossem inativas.

Vale ressaltar que foram excluídos da amostra os indivíduos, e conseqüentemente suas respectivas famílias, que não responderam as questões referentes à data de nascimento, visto que inviabilizariam a tentativa de garantir que as pessoas do domicílio entrevistado fossem as mesmas em todas as cinco entrevistas. Também foram excluídas aquelas famílias que tiveram seu status conjugal alterado. A importância desse ‘controle’ será explicitado na seção seguinte, que descreve a metodologia do artigo.

A partir dessa amostra, foram identificados dois grupos. O primeiro grupo, denominado de grupo de controle (a seção metodológica explicitará essa nomenclatura), é composto por crianças cujas mães não participaram do mercado 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 PEA em um dos três meses subseqüentes à primeira entrevista, continuaram participando nos meses em que foram entrevistadas nesse mesmo ano, e permaneceram participando no ano seguinte, ou seja, na 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 no mercado em junho daquele ano e deve também estar no mercado em março do ano subseqüente (ou seja, na quinta entrevista). Desta maneira, a amostra do período de 1986-1995 foi composta por

² Neste trabalho o objetivo da autora era analisar a relação entre trabalho infantil e desempenho escolar. Para isso também utilizou os dados da PME. O desenho utilizado pela autora para identificar o efeito causal do trabalho infantil foi adaptado para o presente estudo.

10.710 observações, das quais 1271 representam o grupo de tratamento. E para o segundo período, 2002-2006, a amostra formada compreende 1088 observações, sendo o grupo de tratamento composto por 155 crianças.

3. Metodologia

A avaliação do impacto do trabalho materno sobre a probabilidade de aprovação 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 participado. No entanto, dado que não é possível observar as mães que participaram do mercado na situação de não ter participado, a solução é criar um grupo de controle a fim de representar tal situação, de maneira que a avaliação do contrafactual exposto acima seja alcançada. Na linguagem de avaliação, o ‘tratamento’ 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’.

Seja Y_{1i} a probabilidade de aprovação da criança i cuja mãe começou a trabalhar e Y_{0i} a probabilidade de aprovação da criança i cuja mãe continuou fora do mercado de trabalho. Assim, o efeito da entrada da mãe no mercado de trabalho sobre a probabilidade de aprovação da criança i 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 colocado acima, não é possível verificar a mesma criança nessas duas situações. Nesse caso, a idéia é eleger um grupo de comparação que represente o grupo tratado na ausência do tratamento.

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

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

O último termo do lado direito de (1) é uma medida do viés de seleção, representando o fato de que a probabilidade de aprovação das crianças cujas mães não entraram no mercado não corresponde exatamente à probabilidade de aprovação 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. Como o processo de seleção não foi aleatório, a estratégia é utilizar um método econométrico e hipóteses de identificação para a estimação de Π de forma consistente.

O que significa dizer que a designação entre tratamento e controle não é aleatória? Por exemplo, é provável que exista uma sobre-representação 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 maior probabilidade de aprovação entre as crianças cujas mães começaram a trabalhar. No entanto, esta diferença, certamente, deve-se, em parte, ao fato das mães do grupo de tratamento apresentarem um 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.

A hipótese de identificação adotada é que mães que tenham as mesmas características observáveis tenham 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. A plausibilidade desta hipótese depende, portanto, da escolha de X . 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 das crianças, condicional em X .

A variável dependente empregada nesse 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 um. Naturalmente, foram consideradas reprovadas as crianças para as quais tal diferença fosse 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 escolar³ 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 quatorze anos, número de irmãos maiores de quinze anos, renda familiar per capita na primeira entrevista (foram incluídas *dummies* para os quintos da renda) e variação 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 à mãe da criança: idade, escolaridade e uma *dummy* para identificar se a mãe tinha trabalhado nos últimos doze meses anteriores a primeira entrevista;
- foram incluídas também *dummies* para cada uma das regiões metropolitanas 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 de 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: um maior atraso pode refletir uma maior dificuldade com os estudos ou até mesmo um menor interesse. As evidências empíricas mostram uma relação negativa entre atraso e desempenho escolar, logo, se houver 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 de trabalho infantil deve estar correlacionada com as condições financeiras da família. Quanto menor a renda da família maior a probabilidade da criança estar trabalhando, o que pode afetar seu desempenho escolar. Por outro lado, uma menor renda familiar pode levar também a uma maior participação dos outros membros da família, inclusive da mãe. Assim, é importante

³ 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 dez anos até julho de um determinado ano e, que estivesse naquele ano, frequentando a quarta 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

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 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 uma 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.

Por fim, com relação às características das mães, o destaque será para a variável de passado ocupacional. Pode ser que ‘entrar no mercado de trabalho’, de fato, seja um evento recorrente entre as mães do grupo de tratamento que reflete suas preferências com relação a trabalho e lazer (entendido como sendo o tempo dedicado a cuidados com os filhos). Sendo assim, pode ser que o efeito negativo da entrada no mercado de trabalho das mães sobre o desempenho escolar de seus filhos esteja refletindo estas preferências e que não seja, portanto, um efeito causal da entrada da mulher no mercado de trabalho. Esta informação sobre o passado ocupacional da mãe, no entanto, não existe no questionário da PME ‘velha’ e, assim, somente estará presente nos exercícios referentes à amostra do período 2002-2006. 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.

Com relação aos demais controles, para os quais não foram feitos comentários específicos, a idéia é sempre a mesma: são variáveis que afetam o desempenho escolar das crianças e que são 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.

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 ‘velha’ e, a segunda, os obtidos a partir dos dados da PME ‘nova’. Para cada um dos exercícios, apresenta-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 1. 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.

Em relação às características individuais da criança, pode-se observar que as variáveis ‘idade’ e ‘sexo’ não apresentaram divergências entre o grupo de controle e o grupo de tratamento. As crianças da amostra têm, em média, doze anos de idade e distribuem-se uniformemente em relação ao gênero. Por outro lado, a variável referente ao atraso escolar e a 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.

Entre as características familiares – número de irmãos, estrutura familiar, renda familiar per capita e variação da renda da familiar – todas, sem exceção, foram, em média, estatisticamente

diferentes entre os grupos. Em média, o grupo de tratamento tem uma maior quantidade de irmãos com idade entre zero e quatorze anos e menor número de irmãos com quinze ou mais anos. Ainda em relação ao grupo de tratamento, tanto a renda como a proporção de famílias completas apresentaram valores inferiores ao grupo de controle. 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 de renda, observa-se que as famílias de ambos os grupos tiveram, em média, um choque de renda negativo, sendo os choques mais intensos para o grupo de controle.

Tabela 1
Características descritivas dos grupos: média e desvio-padrão (DP)
Amostra: 1986-1995

Variáveis	Grupo de controle		Grupo de tratamento		Diferenças significativas para nível de confiança de 95%
	Média	DP	Média	DP	
Idade da criança	11,91	1,41	11,90	1,40	
Sexo masculino	0,52	0,50	0,51	0,50	
Trabalho infantil	0,02	0,15	0,04	0,20	*
Atraso escolar	1,26	1,36	1,50	1,43	*
	1,49	1,31	1,69	1,44	*
n° de irmãos de 0 a 14 anos					
n° de irmãos de 15 ou mais anos	0,73	1,15	0,58	1,01	*
família completa	0,95	0,21	0,89	0,32	*
renda familiar inicial per capita	105,18	161,82	63,13	96,91	*
Δ da renda familiar per capita	-23,95	178,36	-13,47	92,07	*
Educação da mãe	4,27	3,89	3,95	3,76	*
Idade da mãe	39,27	7,48	37,88	6,61	*
Residência em Salvador	0,11	0,31	0,15	0,36	*
Residência em Belo Horizonte	0,21	0,41	0,23	0,42	*
Residência em São Paulo	0,24	0,43	0,19	0,40	*
Residência em Porto Alegre	0,12	0,33	0,13	0,33	
Residência em Recife	0,12	0,33	0,14	0,34	
Residência em Rio de Janeiro	0,19	0,39	0,15	0,36	*
Número de observações	9439		1271		

Fonte: PME (1986 a 1995) – Elaboração própria

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, cabe ressaltar, que as diferenças não são significativas apenas para as regiões metropolitanas de Porto Alegre e Recife. É possível notar, por exemplo, que a proporção de crianças do grupo de tratamento é maior na região metropolitana de Belo Horizonte e que, por outro lado, há uma maior concentração do grupo de controle na região 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 da participação materna no mercado de trabalho foi realizada a partir de 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 suas mães e ainda a variável que controla a variação da renda familiar, exclusive a renda da mãe, de forma a controlar eventuais choques que possam ter efeitos sobre o processo educacional da criança. O terceiro modelo compreende, além das variáveis já incluídas nos modelos anteriores, as *dummies* que identificam os quintos da distribuição da renda familiar per capita inicial. No modelo 4, a composição das variáveis não difere do modelo anterior, todavia, a amostra analisada compreende somente aquelas crianças provenientes de famílias completas e cujos pais não perderam o emprego em nenhuma das cinco entrevistas. Mais uma vez, o intuito é controlar os choques de renda na família.

A tabela 2 apresenta os efeitos marginais, referentes aos modelos mencionados acima, calculados para indivíduos de características médias da amostra. Como é possível observar, para a maior parte das variáveis o efeito marginal não se mostrou estatisticamente diferente de zero. Essa perda de significância pode ser atribuída à variável referente ao atraso escolar das crianças. Essa última variável, como colocado, representa o histórico do aluno e capta, portanto, os efeitos fixos não observáveis do mesmo, de modo a “roubar” o efeito de outras variáveis explicativas.

Dentre as variáveis de controle, algumas estimativas merecem ser destacadas. Como se pode observar, crianças que participam do mercado de trabalho apresentam, em média, um pior desempenho educacional: os trabalhadores infantis têm suas probabilidades de aprovação reduzidas em 5 pontos percentuais. Esse resultado é bastante intuitivo - já que o trabalho reduz o tempo disponível para o estudo extra-escolar e ainda pode prejudicar o aluno em sala de aula, em virtude do cansaço causado - e bem conhecido na literatura, podendo ser observado, por exemplo, no estudo de Cavaliere (2000) e Kassouf (2002).

Com relação à variável de defasagem idade-série, é possível notar que o aumento do número de anos de atraso escolar da criança tem impacto negativo sobre a chance de aprovação da mesma. Em média, o aumento de um ano na defasagem reduz a probabilidade de aprovação em 3,9 pontos percentuais⁴. 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. Honda (2007) 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.

Em relação à *dummy* de tratamento, a variável de interesse desse estudo, pode-se observar que seus efeitos marginais foram estatisticamente significativos, pelo menos nos três primeiros modelos analisados. Os resultados dos exercícios de regressão mostram que o fato de uma criança fazer parte do grupo de tratamento prejudica suas chances de aprovação. Em outras palavras, pode-se dizer que a participação materna no mercado de trabalho tem efeito negativo sobre o desempenho escolar das crianças.

⁴ 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 quartas e oitavas séries do ensino fundamental e terceiras 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.

Tabela 2

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

Vr. Dependente = “Probabilidade de Aprovação”	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Crianças cujas mães participaram do mercado	-0,046*** (0,014)	-0,027* (0,015)	-0,025* (0,015)	-0,015 (0,017)
Características da criança				
Trabalho infantil		-0,052* (0,031)	-0,052* (0,031)	-0,044 (0,036)
Anos de atraso escolar		-0,039*** (0,004)	-0,038*** (0,004)	-0,039*** (0,004)
Sexo masculino		-0,038*** (0,009)	-0,039*** (0,009)	-0,040*** (0,011)
Idade		-0,010*** (0,004)	-0,010*** (0,004)	-0,014*** (0,004)
Características da família da criança				
Família completa		0,039* (0,021)	0,034 (0,022)	0,001 (0,004)
Nº de irmãos com idade <= 14		-0,002 (0,004)	-0,002 (0,004)	-0,004 (0,006)
Nº de irmãos com idade > 15		-0,003 (0,005)	-0,004 (0,005)	-0,004 (0,005)
Variação da renda familiar per capita		0,00005 (0,00007)	0,0001 (0,00006)	0,0001 (0,00006)
Renda familiar per capita inicial			0,0001 (0,00007)	0,001 (0,004)
2º quintil			-0,004 (0,015)	-0,019 (0,019)
3º quintil			0,011 (0,016)	0,009 (0,018)
4º quintil			-0,008 (0,015)	0,000 (0,018)
5º quintil			0,005 (0,019)	0,011 (0,021)
Características da mãe da criança				
Idade		0,00006 (0,0007)	-0,00002 (0,0007)	0,0003 (0,0009)
Anos de estudo		0,006*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,005*** (0,002)
Outros controles				
<i>Dummies</i> para as regiões metrop.		sim	sim	sim
<i>Dummies</i> para os anos e meses da PME		sim	sim	sim

Observações	10710	10710	10710	8388
Obs. do tratamento	1271	1271	1271	860
Pseudo-R ²	0,0008	0,032	0,032	0,033
Wald χ^2	10,59	435,44	440,44	335,66
Prob > χ^2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Nota: desvio padrão robusto entre parênteses

*** significativo a 1%

** significativo a 5%

* significativo a 10%

Considerando os modelos 1 a 3, o efeito da *dummy* de tratamento varia entre -2,8 e -4,5 pontos percentuais. Para se ter uma idéia da magnitude desse efeito, propõe-se olhar apenas para o grupo de crianças tratadas em relação ao modelo 3. Para tanto, a partir dos coeficientes nesse terceiro modelo, 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. A probabilidade média de aprovação encontrada foi de 0,62. Em seguida, também para o 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 do trabalho materno sobre o desempenho escolar da criança foi obtido por meio da diferença entre essas duas médias, sendo o nível de significância obtido com base na *dummy* de tratamento⁵.

Considerando o impacto acima, o qual resultou na estimativa -0,025, pode-se concluir que, crianças tratadas teriam sua probabilidade de aprovação aumentada de 62 para 64,5%, 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 2,5 pontos percentuais.

Finalmente, com relação ao último modelo, no qual se restringiu a amostra para o grupo de crianças provenientes de famílias completas e cujos pais não perderam o emprego em nenhuma das cinco entrevistas, a *dummy* de tratamento mais uma vez impactou negativamente o desempenho escolar da criança. Contudo, a estimativa não foi estatisticamente significativa. As demais variáveis tiveram efeitos semelhantes aos citados anteriormente.

Em suma, os resultados mostraram que, em relação à sub-amostra da PME referente ao período 1986-1995, o fato de a mãe participar do mercado de trabalho tem impactos restritivos sobre a probabilidade de aprovação escolar da criança. Todavia, é importante ressaltar que a magnitude desse efeito é pequena. Como citado anteriormente, a literatura que aborda essa relação tem apresentado resultados contraditórios, resultados que, provavelmente, decorrem da perspectiva ambígua do trabalho materno. Uma vez que, ao mesmo tempo em que a ausência da mãe no domicílio pode reduzir o tempo gasto com o cuidado da criança, a renda proveniente do trabalho materno pode ter impactos positivos sobre o desempenho escolar da mesma, de tal forma que o efeito líquido seja pequeno. Além disso, pode-se dizer que o efeito do trabalho materno se perde ainda mais quando se trabalha com amostras mais controladas, como observado nas estimativas do modelo 4, o que na verdade coloca em dúvida o resultado negativo apontado nos modelos anteriores. O resultado do modelo 4 pode estar indicando que, de fato, parte do efeito negativo que a entrada da mulher no mercado de trabalho tem sobre o desempenho da criança, é reflexo de um choque de renda negativo ocorrido na família.

4.2- Características descritivas e análise dos modelos logit para a amostra de 2002-2005

Na tabela 3 são apresentadas as características da amostra obtida a partir da PME 'nova'. Mais uma vez, as médias das variáveis seguem acompanhadas dos respectivos erros padrão e dos testes de diferença de médias.

⁵ A idéia é estimar o desvio-padrão dessa diferença via *bootstrap*. Porém, tal procedimento ainda não foi realizado.

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 pouco mais de meio ano de atraso escolar; quanto ao gênero, 50% são meninos⁶ e, em torno, de 1% delas participam do mercado de trabalho.

As características familiares ‘número de irmãos’, ‘estrutura familiar e renda familiar per capita’ mostraram-se estatisticamente diferentes entre os grupos. Em média, o grupo de tratamento tem uma maior quantidade de irmãos com idade entre zero e quatorze anos e um menor número de irmãos com quinze ou mais anos. Ainda em relação ao grupo de tratamento, tanto a ‘renda familiar per capita inicial’ como a ‘proporção de famílias completas’ apresentaram valores inferiores ao 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. Finalmente, observa-se que os grupos não diferiram quanto à variação da renda familiar per capita. Vale mencionar que, diferentemente do observado para a amostra anterior, a variação de renda se mostrou positiva, indicando que, para essa amostra, as famílias tiveram um ganho de renda.

Quanto às características maternas, tanto a educação como a idade da mãe não apresentaram divergências entre os grupos. No entanto, a variável relativa ao passado ocupacional da mãe mostrou diferença considerável, 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 por trabalho dentre as mães do grupo de tratamento.

Por último, com relação à região de residência das crianças, cabe ressaltar, que as diferenças são significativas somente para as regiões metropolitanas de Porto Alegre 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.

Tabela 3
Características descritivas dos grupos: média e desvio-padrão (DP)
Amostra: 2002-2006

Variáveis	Grupo de controle		Grupo de tratamento		Diferenças significativas para nível de confiança de 95%
	Média	DP	Média	DP	
Idade da criança	12,11	1,37	12,15	1,37	
Sexo masculino	0,51	0,50	0,57	0,49	
Trabalho infantil	0,009	0,09	0,01	0,11	
Atraso escolar	0,65	1,22	0,63	1,16	
n° de irmãos de 0 a 14 anos	0,99	0,99	1,2	1,04	*
n° de irmãos de 15 ou mais anos	0,46	0,78	0,30	0,52	*
família completa	0,92	0,26	0,81	0,39	*
renda familiar inicial per capita	203,4	281,3	122,4	319,2	*

⁶ Embora no grupo de tratamento exista uma porcentagem maior de meninos, esta proporção não é estatisticamente diferente com relação ao grupo de controle.

Δ da renda familiar per capita	23,73	158,6	15,86	156,1	
Educação da mãe	7,1	3,7	6,6	3,6	
Idade da mãe	39,5	7,49	38,3	6,52	
% de mães que estavam no mercado de trabalho no ano anterior	0,04	0,19	0,24	0,42	*
Residência em Salvador	0,07	0,26	0,06	0,23	
Residência em Belo Horizonte	0,16	0,37	0,23	0,42	*
Residência em São Paulo	0,21	0,40	0,28	0,45	
Residência em Porto Alegre	0,15	0,29	0,09	0,29	*
Residência em Recife	0,09	0,29	0,09	0,29	
Residência em Rio de Janeiro	0,31	0,46	0,24	0,43	
Número de observações	933		155		

Fonte: PME (2002 a 2005) – Elaboração própria

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

A tabela 4 apresenta os efeitos marginais, referentes aos modelos mencionados acima, calculados para indivíduos de características médias da amostra. Como é possível observar, assim como ocorrido na estimação anterior, a maioria das variáveis não se mostrou estatisticamente significativa. Destaca-se novamente que esse resultado é consequência da incorporação de uma variável “forte” nos modelos, dada pela defasagem idade-série, que capta o efeito fixo não-observável das crianças em termos do histórico escolar. Com relação à esta variável, 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 8 pontos percentuais. Ainda com relação às variáveis de controle, chama atenção o efeito positivo da variável referente à participação da criança no mercado de trabalho.

Diferentemente do esperado, o trabalho infantil afetou positivamente a probabilidade de aprovação, entretanto as estimativas não foram estatisticamente significativas. Cabe ainda ressaltar que a proporção de crianças que tiveram participação na força de trabalho representa 1% da amostra total, mais especificamente, são 11 observações, das quais apenas duas fazem parte do grupo de tratamento e ambas tiveram êxito em relação à aprovação escolar.

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 da mesma. Considerando os cinco modelos estimados, o efeito da *dummy* de tratamento varia entre -8 e -15 pontos percentuais, sendo estatisticamente significativo em todos os modelos. A fim de se ter uma idéia da magnitude desse efeito, repetiu-se o procedimento da estimação anterior, ou seja, considerou-se somente o grupo de crianças tratadas em relação ao terceiro modelo. A partir dos coeficientes do modelo 3, foi obtida a probabilidade de aprovação para cada criança da amostra e, em seguida, foi calculada uma média dessas probabilidades, restritas às crianças do grupo de tratamento. A probabilidade média de aprovação encontrada foi de 0,70. A partir daí, ainda para o 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 obtida para esse grupo. Dessa forma, o impacto do trabalho materno é a diferença entre essas duas médias, sendo o nível de significância, mais uma

vez, obtido com base na *dummy* de tratamento⁷. Assim, pode-se concluir que, crianças tratadas teriam sua probabilidade de aprovação aumentada de 70 para 83%, 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 13 pontos percentuais, um efeito bem elevado⁸.

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. A incorporação da variável, no entanto, não alterou os resultados, dando robustez aos modelos estimados. Contudo, dois pontos merecem ser destacados: o efeito negativo da *dummy* de tratamento aumentou de -11,6 para -15,9 pontos percentuais e ‘o fato da mãe ter participado do mercado de trabalho no ano anterior’ teve efeitos positivos sobre a probabilidade de aprovação da criança, o que pode ser reflexo de um efeito positivo da renda.

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. Considerando as diferenças observadas nas amostras, com relação aos choques de renda na família, observa-se que a variação de renda passou de negativa na amostra 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 positiva na renda familiar. E, para esse grupo o efeito da renda extra advinda do trabalho da mãe pode não ser tão relevante, de forma que o impacto negativo da ausência da mãe se sobressai.

Por outro lado, a diferença de resultados pode ser reflexo da diversidade do perfil de ocupação da mulher. Considerando o período analisado, o tipo de ocupação da mãe da década de 80 e 90 provavelmente é distinto do perfil de ocupação da mãe dos anos 2000, de forma a diversificar o efeito do emprego sobre o desempenho escolar da criança.

E, por fim, pode-se dizer que os resultados sugerem que a presença da mãe no domicílio ganhou relevância com o passar dos anos. O fato das crianças de hoje terem uma maior necessidade de auxílio extra-escolar, pode ser consequência da piora na qualidade de ensino do país. De fato, a atual democratização do ensino trouxe para o ambiente escolar uma nova clientela. Com isso, as turmas se tornaram cada vez mais heterogêneas, de forma que o sistema passou a exigir mais dos professores, os quais tiveram que aprender a lidar com essa diversidade de alunos, comprometendo, portanto, a qualidade do ensino.

⁷ Posteriormente, desvio-padrão via bootstrap para essa diferença será calculado.

⁸ Um ponto interessante é o aumento da probabilidade de aprovação nos dados dos anos 2000 relativamente aos dados dos anos 80 e 90, que deve estar refletindo efeitos de políticas educacionais de correção de fluxo que tem ocorrido nos últimos anos.

Tabela 4

Impacto do trabalho materno sobre a probabilidade de aprovação das crianças com idade entre 10 e 14 anos – efeitos marginais dos modelos logit – amostra: 2000 a 2006

Vr. Dependente = “Probabilidade de Aprovação”	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Crianças cujas mães participaram do mercado	-0,081** (0,038)	-0,136*** (0,048)	-0,128*** (0,046)	-0,116* (0,060)	-0,159** (0,072)
Características das crianças					
Trabalho infantil		0,026 (0,076)	0,022 (0,080)	0,022 (0,080)	0,025 (0,076)
Anos de atraso escolar		-0,078*** (0,011)	-0,075*** (0,011)	-0,083*** (0,014)	-0,083*** (0,013)
Sexo masculino		-0,028 (0,026)	-0,026 (0,026)	-0,055* (0,030)	-0,056* (0,029)
Idade		-0,021** (0,010)	-0,020** (0,010)	-0,018 (0,012)	-0,017 (0,011)
Características da família da criança					
Família completa		0,061 (0,052)	0,099 (0,064)		
Nº de irmãos com idade ≤ 14		0,008 (0,016)	0,015 (0,016)	0,007 (0,018)	0,0099 (0,0177)
Nº de irmãos com idade > 15		-0,017 (0,018)	-0,011 (0,017)	0,001 (0,020)	-0,0020 (0,0201)
Variação da renda familiar per capita		-0,00007 (0,00007)	-0,00002 (0,00008)	-0,00001 (0,00009)	0,00002 (0,0001)
Renda familiar per capita inicial			-0,00008 (0,00005)	-0,00007 (0,00005)	-0,0001 (0,0001)
2º quintil			-0,088* (0,051)	-0,211* (0,123)	-0,211* (0,1245)
3º quintil			-0,062 (0,050)	-0,181 (0,121)	-0,1739 (0,1209)
4º quintil			-0,056 (0,0490)	-0,149 (0,106)	-0,1406 (0,1049)
5º quintil			0,062 (0,045)	-0,026 (0,089)	-0,0231 (0,0886)
Característica da mãe da criança					
Idade		0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,003)	-0,0002 (0,0029)
Anos de estudo		0,002 (0,004)	0,001 (0,004)	0,005 (0,005)	0,0043 (0,0046)
Mãe participou do mercado no ano anterior					0,0889 (0,0323)
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	1088	1088	1088	768	768
Obs. do tratamento	155	155	155	82	82
Pseudo-R ²	0,005	0,165	0,177	0,213	0,217
Wald χ^2	5,51	148,01	162,67	121,92	120,99
Prob > χ^2	0,018	0,000	0,000	0,000	0,000

Nota: desvio padrão robusto entre parênteses

*** significativo a 1%

** significativo a 5%

* significativo a 10%

5. Considerações finais

O objetivo desse 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 sub-amostras 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 maior quantidade 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 obtidos mostram que, para a amostra 1986-1995, o efeito do trabalho materno foi negativo, variando de -2,8 a -4,5 pontos percentuais. Todavia, o efeito deixou de ser estatisticamente significativo quando se restringiu a amostra a crianças provenientes de famílias completas e cujos pais não tivessem perdido o emprego em nenhuma das cinco entrevistas. Esse resultado colocou em dúvida as estimativas anteriores, indicando que parte do efeito negativo do impacto do trabalho materno foi decorrente de um choque de renda negativo na família. Por outro lado, pôde-se observar efeitos bem mais restritivos do trabalho materno sobre a probabilidade de aprovação para as crianças compreendidas na segunda amostra (2002-2006). Neste caso, os efeitos variaram entre -8 a -14 pontos percentuais e a significância da *dummy* de tratamento se manteve em todos os modelos analisados. Essa divergência de resultados pode estar refletindo as diferenças das amostras quanto à variável que mede a variação de renda per capita da família. Ou então, pode ser que as diferenças quanto à magnitude dos efeitos seja decorrente da mudança do perfil ocupacional da mulher ou até mesmo uma conseqüência da piora em termos de qualidade do sistema educacional.

Referências Bibliográficas

BARROS, R.P. et alii. Determinantes do Desempenho Educacional no Brasil. Rio de Janeiro, IPEA, 2001 (Texto para Discussão No. 834).

BARROS, R.P; MENDONÇA, R. Investimentos em Educação e Desenvolvimento Econômico. Rio de Janeiro, IPEA, 1997 (Texto para Discussão No. 525).

BLAU, F.D.; GROSSBERG, A.J. Maternal Labor Supply and Children's Cognitive Development. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, No. 3: p. 474-481, 1992.

CAVALIERE, C.H. Trabalho Infantil e Desempenho Escolar. Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia – ANPEC. Campinas, 2000.

FERNANDES, R.; MENEZES-FILHO, N.A. A Evolução da Desigualdade no Brasil Metropolitano entre 1983 e 1997. *Estudos Econômicos*, Vol. 20, No. 4, 2000.

HAVEMAN, R.; WOLFE, B. The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings. *Journal of Economic Literature*, Vol. 33, No. 4: p. 1829-1878, 1995.

HAVEMAN, R.; WOLFE, B; SPAULDING, J. Childhood Events and Circumstances Influencing High School Completion. *Demography*, Vol. 28, No. 1: p. 133-157, 1991.

HONDA, K. M. Um Estudo dos Determinantes do Atraso Escolar. 2007. 78 f. Dissertação (mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto.

KREIN, S.F.; BELLER, A.H. Educational Attainment of Children From Single-Parent Families: Differences by Exposure, Gender, and Race. *Demography*, Vol. 25, No. 2: p. 221-234, 1988.

LEIBOWITZ, A. Education and home production. *American Economic Review*, Vol. 64: p. 243-25, 1974.

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

MENEZES-FILHO, N. A. A evolução da educação no Brasil e seu impacto no mercado de trabalho. São Paulo, FEA/USP, 2000.

MILNE, A.M. et alii. Single Parents, Working Mothers, and the Educational Achievement of School Children. *Sociology of Education*, East Lansing, V. 59: p. 125-139, 1986.

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

SOUZA, M. R. P. Análise da variável escolaridade como fator determinante do crescimento econômico. *FAE*, Curitiba, Vol 2, No. 3: p. 47-56, 1999.

STAFFORD, F.P. Women's Work, Sibling Competition, and Children's School Performance. *The American Economic Review*, Vol. 77, No. 5: p.972-980, 1987.