

**Impacto da Frequência Pré-Escolar
dos Filhos sobre o Trabalho
das Mães no Brasil**

Jaqueline Costa
Ana Lúcia Kassouf

**Outubro, 2011
Working Paper 011**

Todos os direitos reservados.

É proibida a reprodução parcial ou integral do conteúdo deste documento por qualquer meio de distribuição, digital ou impresso, sem a expressa autorização do REAP ou de seu autor.

**IMPACTO DA FREQUÊNCIA PRÉ-ESCOLAR DOS FILHOS
SOBRE O TRABALHO DAS MÃES NO BRASIL**

**Jaqueline Severino da Costa
Ana Lúcia Kassouf**

Jaqueline Severino da Costa

Ana Lúcia Kassouf
Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz
Universidade de São Paulo (ESALQ/USP)
Av. Pádua Dias, nº11
Caixa Postal 132
Agronomia
13418-900 - Piracicaba, SP - Brasil

Impacto da frequência pré-escolar dos filhos sobre o trabalho das mães no Brasil

**Jaqueline Costa
Ana Lúcia Kassouf**

RESUMO

Impacto da frequência pré-escolar dos filhos sobre o trabalho das mães no Brasil

A quantidade de filhos afeta negativamente a participação das mães no mercado de trabalho. Nesse sentido, a educação infantil contribui para elevar a empregabilidade das mães. Assim, o objetivo deste artigo é avaliar o efeito da frequência pré-escolar dos filhos sobre as variáveis de trabalho das mães no Brasil. As estimativas são feitas com base no método de Regressão Descontínua. Os resultados mostram que os filhos que frequentam pré-escola elevam a participação das mães no mercado de trabalho em 28% e aumentam em 19 horas a jornada de trabalho semanal, contudo, não afetam salários. Além disso, as crianças que nasceram após o dia 1º de março têm 3% a menos de chances de frequentar pré-escola.

Palavras-chave: Trabalho feminino; Educação; Regressão descontínua

ABSTRACT

The Impact of preschool enrollment on mothers' labor force in Brazil

The number of children negatively affects mothers' participation in the labor market. In this sense, early childhood education contributes to increase mother's labor force participation. This paper evaluates the effect of children preschool attendance on mothers' labor variables in Brazil. Estimates are obtained using Regression Discontinuity. The results show that children attending preschool increase in 28% mothers' participation in the labor market and raise 19 hours per week their labor supply. However, it does not affect wages. Moreover, children born after March 1st are 3% less likely to attend preschool.

Keywords: Mother's labor; Education; Regression Discontinuity

J22

1 INTRODUÇÃO

A inserção feminina no mercado de trabalho teve um aumento significativo a partir da segunda metade do século XIX. Dentre os fatores que elevaram a participação feminina, destacam-se a melhora nas condições de vida, a redução da discriminação do trabalho feminino e a diminuição da taxa de fecundidade (MONTE; GONÇALVES, 2008; SCHLINDWEIN; KASSOUF, 2007).

Nos países desenvolvidos, a taxa de participação chega a 70% (FERNANDEZ, 2007; EUWALS et al., 2007), enquanto no Brasil, esta taxa atingiu o patamar de 47% em 2008 (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE, 2008).

Contudo, o número de filhos, principalmente pequenos, ainda representa um importante obstáculo para a inserção feminina no mercado de trabalho (MACIEL; MESQUITA, 2004; MONTE; GONÇALVES, 2008; PAZELLO, 2006; SCORZAFAVE; MENEZES-FILHO, 2006). Além disso, mães com filhos têm em média um salário 35,8% menor se comparadas às que não têm filhos (MONTE; GONÇALVES, 2008).

Nesse sentido, políticas que promovam a inserção das mães com filhos pequenos no mercado de trabalho são necessárias. A universalização da educação infantil é utilizada tanto pelos países desenvolvidos quanto por alguns países em desenvolvimento (BLAU; GROSSBERG, 1992). Uma maior oferta de educação pré-escolar tem importância primordial na participação das mães no mercado de trabalho, visto que pode liberá-las para o trabalho (FITZEMBERGER; WUNDERLICH, 2002; DEUTSCH, 1998).

O Brasil nos últimos anos buscou desenvolver políticas visando a universalização da educação infantil (BANCO MUNDIAL, 2001). Tanto que, a partir de 1985, creches (atendimento às crianças com idade entre zero e três anos) e pré-escolas (atendimento às crianças com idade entre quatro e seis anos) passaram a integrar o sistema de educação básica, juntamente com as escolas primárias e secundárias. Posteriormente, com a Constituição de 1988, foi estendida a gratuidade da escola infantil para crianças com idade entre zero e seis anos. Recentemente, em 2006, o Governo Federal aumentou o número de anos do ensino básico de oito para nove, incorporando crianças de seis anos ao primeiro ano do ensino fundamental.

Bartik (2006) enfatizou que a universalização da educação infantil pode interferir no desenvolvimento econômico no curto prazo em razão da criação de postos de trabalho pelo próprio setor e no longo prazo por aumentar a frequência pré-escolar e com isso melhorar a oferta de trabalho qualificado.

Apesar da importância do tema, estudos que avaliam o efeito da frequência pré-escolar dos filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho ainda são escassos no Brasil. Nesse sentido, o presente estudo tenta preencher essa lacuna na medida em que busca avaliar o impacto da frequência pré-escolar das crianças de cinco anos de idade sobre as variáveis de trabalho (participação no mercado de trabalho, horas trabalhadas e salário/hora) das mães. Especificamente, busca-se verificar se o período de nascimento interfere na frequência pré-escolar das crianças; se a frequência pré-escolar do filho interfere na participação das mães no mercado de trabalho; se a educação pré-escolar afeta a quantidade de horas semanais trabalhadas pelas mães; e se a frequência pré-escolar altera os rendimentos das mães.

O presente artigo apresenta, além desta introdução, mais cinco seções. Na segunda seção é apresentada a resenha da literatura. Na seção seguinte são expostos o modelo teórico e o empírico. Na terceira seção são apresentadas as estatísticas descritivas e as variáveis utilizadas. Na quarta seção são apresentados os resultados obtidos a partir das estimativas produzidas pelo método econométrico de Regressão Descontínua. E por fim são apresentadas as considerações finais.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A literatura econômica mostra que há uma tendência de crescimento da taxa de participação da população feminina no mercado de trabalho. Países desenvolvidos como Holanda, Estados Unidos, Alemanha Ocidental e Canadá alcançaram uma taxa de participação próxima de 70% na força de trabalho feminina nos últimos anos (EUWALS et al., 2007, FERNANDEZ, 2007, FITZEMBERGER; WUNDERLICH, 2002, BEAUDRY; LEMIEUX, 1999). Mudanças tecnológicas no local de trabalho e nos lares, avanços médicos (métodos contraceptivos), redução da discriminação, redução na diferença de produtividade entre homens e mulheres, mudanças institucionais, maior número de divórcios, maior disponibilidade de creches e pré-

escolas, mudanças culturais e nas normas sociais são as explicações mais relevantes para essa evolução na taxa de participação feminina no mercado de trabalho.

Essa evolução também aconteceu ao longo das últimas décadas no Brasil. Segundo Leone e Hoffmann (2004), a partir dos anos 1970, houve uma intensificação da participação feminina no mercado de trabalho explicada pelo acelerado processo de industrialização e urbanização, redução nas taxas de fecundidade, envelhecimento da população, aumento no número de lares chefiados por mulheres, elevação no nível de escolaridade das mulheres e intenso avanço tecnológico. (BRUSCHINI; PUPPIN, 2004; BRUSCHINI, 2000).

O efeito mais óbvio do aumento da inserção feminina está relacionado ao aumento da pressão sobre a alocação do tempo da mulher. O aumento do valor do tempo pode ser considerado um aspecto relevante para a mulher alocar melhor o tempo entre cuidados com os filhos e participação no mercado de trabalho. Assim, a presença de crianças pequenas eleva o valor do salário reserva, diminuindo a probabilidade de participação das mães no mercado de trabalho (CONNELLY, 1992; BACKER et al., 2005; BLAU; CURRIE, 2004; FITZEMBERGER; WUNDERLICH, 2002).

A alocação do tempo entre a atividade econômica da mulher e os cuidados com os filhos pode ser incorporada nas análises econômicas. Contudo, evidências empíricas sobre os efeitos da educação pré-escolar sobre o trabalho das mães ainda são pouco exploradas na literatura (BERLINSKI et al., 2008).

Dentre os estudos mais conhecidos destaca-se o de Gelbach (2002) para os Estados Unidos. O autor avaliou o impacto da frequência pré-escolar das crianças com cinco anos de idade da rede pública de ensino sobre o trabalho das mães. As estimativas utilizando regressão com variáveis instrumentais (trimestre de nascimento) indicaram que a frequência escolar dos filhos aumentou a probabilidade de emprego das mães solteiras, particularmente para as mães cujos filhos de cinco anos de idade são os mais novos na família.

Também para os Estados Unidos, Cascio (2006) avaliou como a introdução e as expansões de programas de creches subsidiadas pelos governos estaduais afetaram a oferta de trabalho das mães. Utilizando o método de Diferenças em Diferenças, o autor mostrou que a introdução de auxílios estatais para pré-escola aumentou a oferta de

trabalho das mães com filhos pequenos. A cada dez crianças matriculadas na escola pública três mães entraram no mercado de trabalho.

Guzman (2009) avançou no estudo de Gelbach (2002) e estimou o efeito do financiamento público de pré-escolas para crianças de cinco anos de idade sobre a oferta de trabalho das mães “pós-reforma de Bem-Estar” (PRWORA)¹. Com a utilização do método de regressão com variáveis instrumentais o autor verificou que os resultados encontrados por Gelbach (2002) podem ser estendidos para o período pós reforma, pois a frequência pré-escolar dos filhos continua importante para aumentar a oferta de trabalho das mães.

O estudo de Blau e Tekin (2003) buscou avaliar, para os Estados Unidos, os impactos dos subsídios recebidos pelas famílias carentes com filhos sobre o emprego das mães na era pós-PRWORA. As estimativas feitas com o uso do método de Mínimos Quadrados em dois Estágios (MQ2E) mostram que os subsídios aumentaram a participação das mães no mercado de trabalho em 32,5%.

Schlosser (2005) avaliou o impacto da oferta pública de pré-escolas sobre o acesso das mães no mercado de trabalho e sobre a fecundidade nas cidades árabes israelenses após a implementação em setembro de 1999 da Lei da pré-escola (oferta da educação pré-escolar gratuita para todas as crianças com idade entre 3 e 4 anos). Com a utilização do método de Diferenças em Diferenças, as evidências mostraram que o programa de prestação de serviços pré-escolar aumentou significativamente a matrícula escolar, além de liberar as mães para o mercado de trabalho. O aumento da oferta de trabalho ocorreu, principalmente, entre as mães com maior nível de educação, porém a pesquisa não chegou a encontrar evidências do efeito da oferta pré-escolar sobre a fecundidade.

Deutsch (1998) avaliou o impacto de uma política pública de subsídios à educação infantil sobre o trabalho feminino em 1720 famílias de 15 favelas cariocas. A autora utilizando um *logit* multinomial estimou que o aumento da oferta de assistência

¹ Em 1996 uma mudança na legislação americana criou a Lei *Personal Responsibility and Work Opportunity Reconciliation Act* (PRWORA), que por sua vez substituiu o *Aid to Families with Dependent Children* (AFDC), criando um novo programa *Temporary Assistance to Needy Families* (TANF) de assistência as famílias carentes. Esta legislação alterou significativamente a estrutura de apoio aos rendimentos de famílias pobres nos Estados Unidos eliminando qualquer direito a assistência financeira federal, além de impor um limite de tempo para o auxílio federal as famílias carentes com crianças (PETERSON et al., 2002).

às crianças nas favelas do Rio de Janeiro aumentou a participação das mães no mercado de trabalho.

3 SISTEMA EDUCACIONAL BÁSICO BRASILEIRO

A educação no Brasil é composta pela educação escolar básica e superior. A educação básica é dividida em três etapas: educação infantil, ensino fundamental e médio. A etapa de ensino superior compreende o ensino superior de graduação, pós-graduação e extensão².

De acordo com o Plano Nacional da Educação - PNE de 2001, a educação infantil consiste na primeira fase da educação básica. Em 2002, o número de crianças que freqüentaram pré-escola foi de aproximadamente 4,9 milhões, enquanto que, em 2008, esse número passou para 4,8 milhões, ou seja, em termos absolutos houve uma queda no número de estudantes (INEP, 2008). Dois fatores podem explicar a redução no número de estudantes neste nível de ensino: o primeiro argumento considera que, durante as últimas décadas, o Brasil experimentou profundas e rápidas mudanças demográficas que contribuíram para a redução de crianças em idade escolar. Verona (2004) aponta que a redução permanente na taxa de fecundidade das mulheres reduziu o número de crianças em idade escolar. Em segundo lugar a mudança no número de anos do ensino básico de oito para nove também contribuiu para esvaziar o número de alunos na pré-escola.

A partir do Artigo 6º da Lei de Diretrizes e Bases - LDB (Redação dada pela Lei nº 11.114, de 2005) foi criada a matrícula para os alunos aos seis anos de idade. Com isso foi criado o ensino fundamental de nove anos em substituição ao ensino de oito anos.

² De acordo com o Ministério da Educação - MEC a atual estrutura e funcionamento da educação brasileira seguem a Lei de Diretrizes e Bases da Educação (Lei n.º 9.394/96), que por sua vez está vinculada às diretrizes gerais da Constituição Federal de 1988, bem como às respectivas Emendas Constitucionais em vigor após a sua promulgação.

3 METODOLOGIA

3.1 Fundamentação teórica

O embasamento teórico utilizado no presente estudo refere-se ao modelo proposto em 1965 por Becker e adaptado por Connelly em 1992³. Segundo os autores, a família é vista como uma unidade de produção e cabe a mãe decidir sobre a alocação do tempo que passa no mercado de trabalho e com o filho, ou seja, é definida conjuntamente.

A decisão da mãe com filho pequeno (com idade entre zero e cinco anos) em participar do mercado de trabalho formal é resultado da maximização da sua utilidade com bens de mercado (X_m), cuidados com filhos (C) e lazer (t_L), sujeita a uma função de produção (C), a uma restrição de orçamento e a uma restrição de tempo da mãe e do filho.

A mulher maximiza a seguinte função utilidade (U):

$$MaxU = U(X_m, C, t_L) \quad (1)$$

sujeita as restrições apresentadas na equação (2), (3), (4) e (5):

A restrição função de produção é dada pela equação (2):

$$C = C(t_c, t_{cp}, c, N, A) \quad (2)$$

Em que, a derivada primeira da função de produção (C') para cuidados com a criança é maior que zero e a derivada segunda da função de produção (C'') é menor que zero; t_c é o tempo que a mãe passa com o filho, c refere-se a qualidade dos cuidados com o filho, t_{cp} é o tempo despendido nos cuidados com a criança na pré-escola; N é o número de crianças na família; e A corresponde a idade da criança.

A restrição orçamentária é dada pela seguinte equação:

$$t_m W + V = P_m X_m + P_{cp} t_{cp} \quad (3)$$

³ Segundo os autores, a família é vista como uma unidade de produção e cabe a mãe decidir sobre a alocação do tempo que passa no mercado de trabalho e o tempo que passa com o filho. Connelly (1992) argumenta que para facilitar a análise supõe-se um modelo representativo em que a mãe tem apenas um filho em idade pré-escolar.

Em que, t_m é o tempo que a mãe passa trabalhando no mercado, W é o salário da mãe no mercado de trabalho, V corresponde a renda do não-trabalho incluindo a renda do cônjuge, P_m corresponde ao preço dos bens de mercado consumidos pelas mães, X_m corresponde a quantidade de bens de mercado consumidos pelas mães, P_{cp} refere-se ao preço pelo tempo de cuidados que a criança recebe no período em que permanece na pré-escola e t_{cp} é o tempo despendido nos cuidados com a criança na pré-escola⁴.

A restrição de tempo inclui duas relações importantes apresentadas a seguir:

$$t_m + t_c + t_L = 1 \quad (4)$$

isto é, o tempo que a mãe passa trabalhando (t_m) somado ao tempo que a mãe passa com o filho (t_c) e o tempo de lazer (t_L) deve ser igual a um dia. No entanto, o tempo que a mãe passa com o filho (t_c) somado ao tempo que o filho passa na pré-escola t_{cp} tem que ser menor que um dia:

$$t_c + t_{cp} < 1 \quad (5)$$

Nesse modelo, uma mulher também ajusta o tempo que passa trabalhando no mercado de trabalho (t_m) com o tempo que ela passa com o filho (t_c) até que seu salário seja igual ao benefício líquido do tempo que a mãe passa com seu filho (t_c).

3.2 Regressão Descontínua como método de avaliação do impacto da frequência pré-escolar dos filhos sobre as variáveis de trabalho das mães

O efeito da frequência pré-escolar dos filhos sobre o trabalho da mãe pode ser estimado por um modelo de regressão linear:

$$Y_{ijt} = \rho d_{ijt} + \beta X_{ijt} + \lambda_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

Em que Y_{ijt} refere-se às variáveis de trabalho das mães das crianças i , que residem em determinado estado j , e que são observados em determinado período de

⁴ $P_{cp} = P(c^+, N^+, A^-)$, em que o custo por hora de cuidados com a criança na pré-escola depende positivamente da qualidade dos cuidados com os filhos e do número de filhos e negativamente da idade da criança

tempo t . A variável d_{ijt} corresponde a variável binária que é igual a um, caso a criança frequente a pré-escola e zero caso contrário. X_{ijt} é o vetor de características exógenas e ε_{ijt} o termo de erro que é independente e identicamente distribuído (*iid*). O modelo ainda inclui efeito fixo para região (λ_j) e para os anos da amostra (μ_t), de forma a controlar os fatores não observados que influenciam o trabalho das mães. O parâmetro de interesse ρ da equação (6) capta o efeito médio da frequência pré-escolar dos filhos sobre o trabalho da mãe.

O impacto poderia ser estimado facilmente por Mínimos Quadrados, todavia as estimativas obtidas seriam inconsistentes em virtude do problema de endogeneidade entre a decisão de trabalhar das mães e de levar seus filhos para a escola e do viés de variáveis omitidas, visto que este método não capta o efeito de variáveis não-observáveis, como as habilidades cognitivas das mães, que podem estar correlacionadas tanto com o próprio trabalho da mãe quanto com a frequência pré-escolar dos filhos (BERLINSKI et al., 2008)⁵.

Para resolver o problema de endogeneidade utiliza-se uma variável instrumental, uma vez que esta pode separar o efeito causal entre o trabalho das mães e a frequência pré-escolar dos filhos⁶. Berlinski et al. (2008) mostram que o dia de nascimento da criança pode ser esta variável instrumental, pois esta interfere na frequência pré-escolar, mas não afeta diretamente o trabalho das mães, além de ter a propriedade de ser totalmente aleatória.

Contudo, a existência na família de crianças com menos de cinco anos de idade, além da própria criança de cinco anos, afeta as variáveis de trabalho das mães. De forma a eliminar este tipo de viés torna-se necessário dividir as estimativas entre mães cujos filhos de cinco anos são os mais novos na família e mães cujos filhos de cinco anos de idade não são os mais novos na família.

⁵ Todas as vezes que for mencionado no texto o termo “as variáveis de trabalho da mãe” ou “trabalho das mães”, refere-se a três variáveis dependentes analisadas: participação da mãe no mercado de trabalho, horas trabalhadas e salário/hora.

⁶ Encontrar uma VI que influencie a frequência pré-escolar das crianças sem afetar o indicador de impacto, e que não seja completamente determinada pelas outras variáveis que influenciam o indicador de impacto é extremamente difícil (CALIENDO; HUIJER, 2006; ANGRIST; LAVY, 1999).

Para separar o efeito causal da frequência pré-escolar dos filhos sobre o trabalho das mães propõe-se o método de Probabilidade Linear para a equação de primeiro estágio⁷:

$$D_{ijt} = \beta X_{ijt} + \alpha_0 Z_{ijt} + \lambda_j + \mu_t + v_{ijt} \quad (7)$$

em que D_{ijt} é a variável binária que é igual a um caso a criança não frequente a pré-escola e zero caso contrário, X_{ijt} corresponde ao mesmo vetor de características exógenas apresentado na equação (6), v_{ijt} é o termo de erro, λ_j são os efeitos fixos para região e μ_t são os efeitos fixos para ano. A variável Z_{ijt} corresponde à variável instrumental data de nascimento das crianças.

Assim, o coeficiente α_0 capta a descontinuidade da frequência pré-escolar das crianças que nasceram após o dia primeiro de março. A partir da descontinuidade é possível caracterizar dois grupos de crianças que sejam o mais homogêneo possível: um grupo que faz cinco anos de idade até o dia primeiro de março e, portanto, é elegível para frequentar pré-escola e o outro grupo de crianças que faz aniversário após o dia primeiro de março (em qualquer dia dos 182 dias posteriores a 1º de março) e não é elegível. Porém, vale ressaltar que caso a criança não tenha cinco anos até essa data limite (em qualquer dia dos 183 dias anteriores a 1º de março), esta pode simplesmente não frequentar pré-escola ou pode estar matriculada na pré-escola para crianças de quatro anos de idade. Na prática, Berlinski et al. (2008) caracterizaram esta descontinuidade como *fuzzy*. Conhecido o limiar ou ponto de corte (data limite) é possível utilizar o método de Regressão Descontínua.

Assim, com o \hat{D}_{ijs} estimado a partir do primeiro estágio pode-se estimar o impacto da frequência pré-escolar das crianças sobre as variáveis de trabalho das mães a partir do segundo estágio representado pela equação (9)⁸:

$$Y_{ijt} = \rho \hat{D}_{ijt} + \beta X_{ijt} + \lambda_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (8)$$

⁷A partir do apêndice A é possível ver as derivações matemáticas da equação de primeiro estágio.

⁸As derivações matemáticas de segundo estágio são apresentadas no apêndice B.

Em que, Y_{ijt} refere-se às variáveis de trabalho das mães i , que tem como local de domicílio a região j , e que são observados em determinado ano t . \hat{D}_{ijt} corresponde ao D_{ijs} estimado no primeiro estágio, X_{ijt} é o vetor de características exógenas já descrito anteriormente, λ_j e μ_t correspondem ao efeitos fixos de região e ano, respectivamente, e ε_{ijt} é o termo de erro identicamente distribuído.

3.3 Dados

As informações utilizadas no presente estudo têm como origem os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio - PNAD do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. Para atingir os objetivos propostos utilizam-se os dados das PNAD de 2002 a 2008 empilhados.

3.4 Descrição das variáveis utilizadas, média e desvio-padrão

A Tabela 1 mostra a descrição das variáveis, a média e o desvio-padrão para os grupos controle e tratamento. Além das estimativas para a amostra total, a amostra é subdividida entre crianças que nasceram até o dia 1º de março (grupo tratamento) e crianças que nasceram após o dia 1º de março (grupo controle).

A primeira variável dependente utilizada retrata se a mãe participa ou não do mercado de trabalho. Atribui-se valor igual a um (1) caso a mãe trabalhe e zero caso contrário. Em média, aproximadamente 88% das mães do grupo de controle e do grupo de tratamento trabalham.

A segunda variável dependente considera as horas trabalhadas por semana das mães. Observa-se que as mães que estão no grupo de tratamento e no grupo de controle trabalham em média mais de 29 horas por semana.

A terceira variável dependente utilizada refere-se ao rendimento/hora das mães. Percebe-se que praticamente não há diferença entre as mães do grupo de controle e as mães do grupo de tratamento, o rendimento por hora trabalhada é R\$ 1,27.

Tabela 1 - Descrição, média das variáveis ponderada pelo fator de expansão da amostra e Desvio Padrão para as mães cujos filhos de cinco anos de idade nasceram antes do dia 1º de março (tratamento) e depois do dia 1º de março (controle), Brasil (2002-2008)

Variáveis	Descrição das variáveis	Amostra total		Tratamento		Controle		Diferença	Mínimo/ máximo
		Média	DP	Média	DP	Média	DP		
Variáveis dependentes									
Empregada	=1 se a mãe trabalha	0,8778	0,3276	0,8834	0,3210	0,8732	0,3328	0,0102	0/1
Horas trabalhadas	=Quantidade de horas trabalhadas por semana pelas mães	29,54	18,49	29,76	18,46	29,35	18,51	0,41	0/98
Rendimento/hora	=Rendimento/hora das mães	1,27	0,77	1,27	0,77	1,27	0,77	0,00	0,001/7,200
Variáveis de controle									
Pré-escola	=1 caso as criança frequente a pré-escola	0,9028	0,2661	0,9165	0,2766	0,8818	0,3228	0,0002	0/1
Mães entre 16 e 23 anos	=1 se as mães têm entre 16 e 23 anos	0,1170	0,3214	0,1015	0,3019	0,1297	0,3359	-0,0282	0/1
Mães entre 24 e 29 anos	=1 se as mães têm entre 24 e 29 anos	0,3517	0,4775	0,3498	0,4769	0,3533	0,4780	-0,0035	0/1
Mães entre 30 e 35 anos	=1 se as mães têm entre 30 e 35 anos	0,2855	0,4517	0,2945	0,4558	0,2782	0,4481	0,0163	0/1
Mães entre 36 e 41 anos	=1 se as mães têm entre 36 e 41 anos	0,1655	0,3716	0,1711	0,3766	0,1609	0,3674	0,0102	0/1
Mães entre 42 e 49 anos	=1 se as mães têm entre 42 e 49 anos	0,0726	0,2596	0,0746	0,2628	0,0710	0,2569	0,0036	0/1
Mães com 50 anos ou mais	=1 se as mães têm 50 anos ou mais	0,0077	0,0875	0,0086	0,0921	0,0070	0,0835	0,0016	0/1
Sem instrução	=1 se as mães são sem instrução	0,0824	0,2749	0,0834	0,2764	0,0816	0,2737	0,0018	0/1
Mães que tem 1 a 4 anos de estudo	=1 se as mães têm entre 1 e 4 anos de estudo	0,2455	0,4304	0,2527	0,4346	0,2395	0,4268	0,0132	0/1
Mães que tem 5 e 8 anos de estudo	=1 se as mães têm entre 5 e 8 anos de estudo	0,3166	0,4652	0,3156	0,4648	0,3175	0,4655	-0,0019	0/1
Mães que tem 9 e 11 anos de estudo	=1 se as mães têm entre 9 e 11 anos de estudo	0,2674	0,4426	0,2621	0,4398	0,2717	0,4449	-0,0096	0/1
Mães com 12 anos ou mais de estudo	=1 se as mães têm 12 anos mais de estudo	0,0881	0,2835	0,0862	0,2806	0,0897	0,2857	-0,0035	0/1
Número de filhos	=Quantidade de filhos por mãe	2,5	1,4	2,6	1,4	2,5	1,5	0,1	1/14
Urbana	=1 se as mães residem na área urbana	0,8047	0,3964	0,8007	0,3995	0,8080	0,3939	-0,0073	0/1
Branca	=1 se as mães são brancas	0,4466	0,4971	0,4499	0,4975	0,4439	0,4968	0,006	0/1
Parente	=1 se as mães têm parente mulher com 55 anos ou mais	0,0172	0,1302	0,0186	0,1353	0,0161	0,1259	0,0025	0/1
Filhos com idade entre 6 e 12 anos	=1 se as mães têm um filho com idade entre 6 e 12 anos	0,4578	0,4982	0,4691	0,4991	0,4485	0,4974	0,0206	0/1
Filhos com idade entre 13 e 17 anos	=1 se as mães têm um filho com idade entre 13 e 17 anos	0,1873	0,3901	0,1923	0,3941	0,1832	0,3869	0,0091	0/1
Filhos com 18 ou mais anos de idade	=1 se as mães têm um filho com 18 anos ou mais de idade	0,0631	0,2432	0,0683	0,2522	0,0590	0,2355	0,0093	0/1
Meninas	=1 se as crianças de cinco anos são do sexo feminino	0,5708	0,4950	0,5729	0,4947	0,5690	0,4952	0,0039	0/1

Fonte: Elaborada com base nos dados da PNAD (IBGE, 2008-2009)

A variável pré-escola é a mais relevante no presente estudo, pois a partir dela é possível identificar qual o efeito da frequência pré-escolar dos filhos sobre as variáveis de trabalho das mães. É atribuído valor um para as crianças que frequentam pré-escola e zero caso contrário. Quando se analisa o grupo de tratamento e o grupo controle observa-se que aproximadamente 90% frequentam a pré-escola.

As variáveis de controle apresentadas na tabela 1 mostram valores muito semelhantes entre os grupos controle e tratamento, o que é desejado, já que o objetivo é criar grupos os mais homogêneos possíveis, diferindo somente no fato de a criança frequentar pré-escola ou não, ou seja, no tratamento.

A idade das mães foi dividida em 6 faixas com a inclusão de cinco variáveis binárias para captar os efeitos. Mães com idade entre 16 e 23 anos (faixa 1); 24 e 29 anos (faixa 2); 30 e 35 anos (faixa 3); 36 e 41 anos (faixa 4); 42 e 49 anos (faixa 5) e com 50 anos ou mais (faixa 6), com valor um para as mães nessas faixas etárias e zero caso contrário.⁹

A escolaridade das mães foi dividida em cinco níveis com a atribuição de quatro variáveis binárias para captar o efeito de cada nível. Mães sem instrução (nível 1); com escolaridade entre 1 e 4 anos (nível 2); 5 e 8 anos de estudo (nível 3); 9 e 11 anos de estudo (nível 4) e com 12 anos de estudo ou mais (nível 5), com valor um para mães com esses níveis de instrução e zero caso contrário.

O número de filhos mais velhos foi dividido em 3 grupos com a inclusão de duas variáveis binárias para captar o efeito: filhos com idade entre 6 e 12 anos, 13 e 17 anos, 18 ou mais anos de idade (igual a um caso a mãe tenha um filho com a idade mencionada e zero caso contrário). Caso uma mãe tenha, além do filho de cinco anos, outros filhos mais velhos, estes podem ajudar nos cuidados com os irmãos mais novos.

A área urbana é representada por uma variável binária que é igual a um se a mãe reside na área urbana e zero caso contrário.

Com relação ao sexo da criança incluiu-se uma binária para crianças de cinco anos de idade que são do sexo feminino e zero caso contrário.

⁹ A idade mínima considerada na amostra é de 16 anos e a idade máxima é de 55 anos. A escolha da idade de 16 anos justifica-se pela coincidência com o início da idade reprodutiva da mulher. Assim, caso essa mulher tenha um filho de cinco anos hoje; isso equivale a dizer que quando a criança nasceu esta mãe tinha 11 anos de idade. Com relação à idade máxima de 55 anos, pode-se dizer que se essa mãe tem um filho hoje com cinco anos de idade teve este filho quando tinha 50 anos de idade, fato que coincide com término da idade reprodutiva das mulheres.

Atribui-se uma variável binária para captar o efeito da presença de um indivíduo do sexo feminino com idade igual ou superior a 55 anos na família. Avós ou tias podem auxiliar nos cuidados com as crianças.

Com relação a cor, atribui-se uma variável binária com valor igual a um para as mães de cor branca e zero para as mães não-brancas.

4 ANÁLISES DOS RESULTADOS DA FREQUÊNCIA ESCOLAR DOS FILHOS SOBRE AS VARIÁVEIS DE TRABALHO DAS MÃES

Nesta seção são apresentados os resultados do efeito da data de nascimento sobre a frequência pré-escolar da criança com base no método de Mínimos Quadrados utilizando a equação (7), bem como os efeitos da frequência pré-escolar dos filhos sobre as variáveis de trabalho das mães utilizando o método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) com base na equação (8).

Ressalta-se que a frequência pré-escolar das crianças de cinco anos de idade, sendo elas mais novas ou não na família, pode afetar de forma diferente as variáveis de trabalho da mãe. Considerando, por exemplo, famílias em que as crianças de cinco anos de idade sejam as mais novas na família, a mãe poderia levar o filho para pré-escola e, conseqüentemente, estaria apta para procurar ou ocupar alguma vaga no mercado de trabalho. Contudo, se na família existe uma ou mais crianças com menos de cinco anos de idade, além da própria criança de cinco anos, a oferta de trabalho da mãe torna-se mais problemática, visto que a mãe teria que encontrar mais vagas na pré-escola ou em creches para assim estar apta a procurar algum tipo de ocupação no mercado de trabalho. Assim, como alternativa para eliminar ou pelo menos reduzir esse tipo de distorção na pesquisa, as crianças de cinco anos são subdivididas em dois grupos distintos: grupo 1, que considera a criança de cinco anos de idade a mais nova na família e o grupo 2, que considera que a criança de cinco anos não é a mais nova na família.

4.1 Frequência pré-escolar, dia de nascimento e variáveis de controle das crianças de cinco anos de idade

Observa-se na Tabela 2 que as estimativas para o primeiro estágio (equação 7) sem as variáveis de controle e efeitos fixos de ano e região mostram que as crianças do grupo 1 com data de nascimento após o dia primeiro de março têm 3,3 pontos percentuais a menos de chances de freqüentarem pré-escola se comparadas às crianças

que nasceram antes do dia 1º de março. Com a inclusão de outras variáveis de controle continuam a ter 3 pontos percentuais a menos de chances de freqüentarem pré-escola. Gelbach (2002) argumenta que a inclusão de outras variáveis permite isolar o efeito da data de nascimento sobre a freqüência pré-escolar das crianças. Entretanto, Berlinski et al. (2008) sugere que a estrutura familiar pode não estar correlacionada com a freqüência pré-escolar.

Gelbach (2002) e Guzman (2009) usaram o trimestre de aniversário como variável instrumental para estimar o efeito da freqüência pré-escolar das crianças de cinco anos de idade e encontraram que as crianças que nasceram no segundo e terceiro trimestres de qualquer ano têm mais chances de freqüentar pré-escola se comparadas as que nasceram no primeiro e no quarto trimestre. Berlinski et al. (2008) encontraram para a Argentina uma redução da freqüência escolar, visto que crianças que nasceram após 30 de junho tinham 31 pontos percentuais a menos de chances de freqüentarem pré-escola se comparadas às que nasceram antes.

Os resultados encontrados mostram que a freqüência pré-escolar dos filhos aumenta com o nível de escolaridade das mães tanto para as mães do grupo 1 quanto para as mães do grupo 2 (Tabela 2). Guzman (2009) e Gelbach (2002) encontraram resultados parecidos para os Estados Unidos e Berlinski et al. (2008) para a Argentina.

Com relação ao número de filhos, há um aumento de 5,3 pontos percentuais nas chances de matrícula na pré-escola para as crianças do grupo 1 e 2.

Pode-se observar que as crianças do grupo 1 que residem na área urbana têm 7 pontos percentuais a mais de chance de estarem matriculadas, enquanto que as crianças do grupo 2 têm 10. Isso ocorre, pois existe uma concentração maior de infra-estrutura escolar na área urbana do que na área rural.

A variável cor ou raça, parente do sexo feminino com mais de 55 anos (tia ou avó) e crianças do sexo feminino não interferem na freqüência pré-escolar das crianças.¹⁰

¹⁰ Estimativas foram feitas substituindo a variável parente mulher com 55 anos ou mais na família por parentes com 17 anos ou menos de idade e parentes com idade igual ou superior a 18 anos. Contudo, ao se introduzir estas duas variáveis nos modelos estas não foram tão importantes pois não apresentaram significância estatística.

Tabela 2 – Resultados para regressões de probabilidade linear (frequência pré-escola ou não) para as crianças do grupo 1 e do grupo 2, Brasil (2002-2008)

Variável dependente: frequência pré-escolar	Grupo 1		Grupo 2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	MQO	MQO	MQO	MQO
Variáveis de controle:				
Nascimentos após 1º. de março =1(Z)	-0,0332 (-10,23)*	-0,0301 (-9,78)*	-0,0444 (-7,89)*	-0,0436 (-8,24)*
Mães com idade entre 24 e 29 anos		0,0666 (10,79)*		0,0901 (12,17)*
Mães com idade entre 30 e 35 anos		0,0881 (13,96)*		0,1231 (14,25)*
Mães com idade entre 36 e 41 anos		0,0842 (12,29)*		0,1116 (10,03)*
Mães com idade entre 42 e 49 anos		0,0703 (8,80)*		0,1006 (5,58)*
Mães com 50 anos ou mais		0,0422 (2,66)*		-0,0052 (-0,10)ns
Mães entre 1 e 4 anos de estudo		0,02 (2,98)*		0,0252 (2,64)*
Mães entre 5 e 8 anos de estudo		0,0447 (6,48)*		0,0583 (5,95)*
Mães entre 9 e 11 anos de estudo		0,0876 (12,4)*		0,1358 (12,46)*
Mães com 12 anos ou mais de estudo		0,1226 (15,10)*		0,1967 (13,35)*
Número de filhos		0,0525 (30,14)*		0,0527 (21,83)*
Mães que residem na área urbana		0,0694 (15,33)*		0,0962 (14,46)*
Mães de cor branca		0,0023 (0,69)ns		-0,0011 (-0,18)ns
Mulher com 55 anos ou mais de idade		0,0166 (1,45)ns		0,0245 (1,08)ns
Filhos com idade entre 13 e 17 anos		-0,0017 (-0,36)ns		0,0221 (2,31)**
Filhos com 18 anos ou mais de idade		-0,0648 (-9,54)*		-0,0766 (-4,60)*
Meninas		-0,0007 (-0,22)ns		0,0053 (0,93)ns
Efeito fixo para região	Não	Sim	Não	Sim
Efeito fixo para ano	Não	Sim	Não	Sim
Constante	0,9497 (391,86)*	0,6530 (59,26)*	0,8818 (212,93)*	0,4632 (27,76)*
Teste F	104,63	109,58	62,19	80,96
R2 (Ajustado)	0,0042	0,1067	0,0039	0,1226
Número de Observações	24.553	24.553	15.458	15.458

Fonte: Elaborada com base nos dados da PNAD (IBGE, 2002-2008)

*Denota significância ao nível de 1%,**Denota significância ao nível de 5%, **Denota significância ao nível de 10% e ns denota não significativo.

Nota: Os valores entre parêntese referem-se à estatística *t*.

Vale destacar que a variável instrumental *Z* que representa a descontinuidade, isto é, se a criança nasceu após 1º. de março ou não é importante para o modelo, já que

foi altamente significativa. O teste t encontrado para as crianças que são as mais novas na família (grupo 1) é próximo de 10 e para as crianças que não são as mais novas na família (grupo 2) é próximo de 8, sendo significativos a 1%. Pressupõe-se que essa variável instrumental é adequada, pois afeta diretamente a inserção ou não da criança na pré-escola, mas não afeta o trabalho da mãe.

4.2 Checagens de Robustez do dia de nascimento sobre a frequência escolar e as variáveis de trabalho das mães

Nesta seção são apresentados alguns testes de robustez que buscam averiguar os resultados do impacto do dia de nascimento sobre a frequência pré-escolar das crianças de cinco anos. Espera-se que ao se utilizar amostras diferentes, considerando dias diferentes de corte para a entrada na escola, estas possam corroborar os resultados das estimativas apresentadas na Tabela 2. Outro teste importante é mostrar se mães com menos escolaridade cujos filhos nasceram até o dia primeiro de março trabalham mais do que mães dos filhos que nasceram após a data de corte.

A Tabela 3 apresenta estimativas para diferentes tipos de amostra. Na coluna 1 são apresentados os resultados já encontrados na Tabela 2. Na coluna (2) a amostra considera crianças nascidas 3 meses antes e 3 meses após a data de corte (1º de março). Na coluna (3), o procedimento utilizado foi excluir da amostra uma semana antes da data de corte e uma semana após a data de corte. Os resultados apresentados na coluna (4) mostram os coeficientes para a amostra total, todavia ponderada pelo fator de expansão da amostra. A expectativa com relação às estimativas apresentadas nas colunas (2), (3) e (4) é de corroborar os resultados encontrados na coluna (1) da Tabela 2.

Os resultados apresentados nas colunas (2), (3) e (4) mostram que nenhuma das especificações utilizadas nas amostras afeta os resultados básicos encontrados para frequência pré-escolar das crianças. Assim, todas as especificações utilizadas apontam praticamente para o mesmo valor do coeficiente de descontinuidade da coluna (1), isto é, as crianças que são as mais novas na família (grupo 1) e que nasceram após o dia 1º de março reduz em 3% as suas chances de frequentar pré-escola. Para as crianças que não são as mais novas na família (grupo 2) nascer após o dia primeiro de março significa ter em média 4% a menos de chances de frequentar pré-escola. Portanto, como esperado os resultados das colunas (2), (3) e (4) confirmam os resultados apresentados na coluna (1).

Tabela 3 – Dia do nascimento, frequência escolar e escolaridade das mães para diferentes tipos de amostra, Brasil (2002-2008)

Amostra	Total	Nascidos entre dez. e mai.	Excluindo da amostra (24/02 a 09/03)	Ponderada	Nascidos entre Set. e 1º Mar.	Nascidos entre Mar. e Ago.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Grupo 1						
Frequência pré-escolar	-0,0331 (-10,23)*	-0,0299 (-6,30)*	-0,0301 (-9,79)*	-0,0300 (-9,15)*	-0,0000 (-1,08)ns	-0,0012 (-0,90)ns
Escolaridade das mães	-0,0021 (-0,18)ns	-0,0136 (-0,93)ns	-0,0022 (-0,18)ns	0,0013 (-0,11)ns	-0,0087 (-0,22)ns	-0,0018 (-0,09)ns
Grupo 2						
Frequência pré-escolar	-0,0443 (-7,89)*	-0,0400 (-4,41)*	-0,0436 (-8,24)*	-0,0440 (-8,56)*	-0,0005 (-0,69)ns	-0,0046 (-1,87)***
Escolaridade das mães	0,0081 (0,51)ns	0,0283 (1,31)ns	0,0081 (0,51)ns	0,0143 (0,90)ns	0,0045 (0,45)ns	-0,0270 (-1,13)ns

Fonte: Elaborada com base nos dados da PNAD (IBGE, 2002-2008)

* Denota significância ao nível de 1%. ** Denota significância ao nível de 5%. *** Denota significância ao nível de 10% e ns denota não significativo.

Nota: Os valores entre parêntese referem-se à estatística *t*. As estimativas foram feitas com todas as variáveis de controle inclusive efeito fixo de ano e região.

Nas colunas (5) e (6) são apresentados os resultados de experimentos considerados placebos. Este tipo de teste tem como objetivo captar algum tipo de viés que não foi controlado pelas variáveis explicativas e que por ventura possam afetar a variável de corte, conseqüentemente podem enviesar as estimativas produzidas. Para verificar essa possibilidade considerou-se duas subamostras diferentes. Na coluna (5) considera uma subamostra de indivíduos que nasceram nos 183 dias antes do ponto de corte (1º de março). Para esta subamostra modifica-se o ponto de corte para o dia 1º de dezembro e atribui-se uma variável binária para os indivíduos que nasceram após 1º de dezembro e zero caso contrário. Na coluna (6) são apresentados os resultados de um segundo experimento placebo que considera as crianças que nasceram nos 182 dias após a data de corte (1º de março). Nesta subamostra considera-se como ponto de corte o dia 1º de junho e atribui-se uma variável binária para os indivíduos que nasceram após 1º de junho e zero caso contrário.

As expectativas com a utilização destes dois experimentos placebos é de que os resultados não sejam significativos. Berlinski et al. (2008) sugerem utilizar os resultados de uma interação entre a variável binária (cujo valor é um) para aqueles que nasceram após a data de corte com a variável dia de nascimento ao quadrado. Segundo o autor, caso os resultados não sejam significativos está descartada qualquer tipo de manipulação das mães no dia de nascimento das crianças e, portanto, não há diferenças entre os que nasceram antes e depois da data de corte.

Os resultados apresentados nas colunas (5) e (6) pelos experimentos placebos mostram que não existe relação significativa entre a variável binária (data de nascimento) e frequência escolar, exceto para o caso da frequência pré-escolar das crianças que não são as mais novas na família (grupo 2). Todavia o coeficiente é muito pequeno, com significância somente a 10%.

Com relação ao efeito do dia de nascimento dos filhos sobre a escolaridade das mães, verifica-se que os resultados não foram significativos. Isso sugere que no caso do Brasil não há viés de seleção na amostra, o dia de nascimento dos filhos não tem relação com a escolaridade das mães. Isso sugere que a variável data de corte é que está afetando a frequência escolar das crianças e não outras variáveis não observáveis. Nesse sentido, as estimativas para o Brasil levam vantagem em relação às estimativas feitas por Berlinski et al.(2008) na Argentina, visto que os autores encontraram viés de seleção e um atrito elevado.

Além disso, outra checagem de robustez utilizada foi verificar o efeito do dia de nascimento sobre as variáveis de trabalho das mães. Este tipo de teste tem como objetivo verificar se a variável dia de nascimento dos filhos não interfere nas variáveis de trabalho das mães.

Nas colunas (1) e (2) da Tabela 4 são apresentadas as estimativas do impacto do dia do nascimento sobre a participação das mães no mercado de trabalho. Para as mães do grupo 1, os resultados encontrados sem a inclusão das variáveis de controle mostram que as crianças que nasceram após o dia 1º de março reduzem em 0,94 pontos percentuais a participação das mães no mercado de trabalho. Com a inclusão das variáveis de controle, os coeficientes para dia do nascimento não se mostraram significativos. Para o grupo de mães cujos filhos são do grupo 2 observa-se que a data de nascimento não foi significativa, isto é, o fato de a criança nascer após o dia 1º de março não afeta a participação das mães no mercado de trabalho.

Nas colunas (3) e (4) são apresentadas as estimativas do impacto do dia de nascimento dos filhos sobre as horas trabalhadas das mães. As estimativas na coluna (3) não consideram as variáveis de controle e efeito fixo de ano e região e as estimativas na coluna (4) incluem as variáveis de controle e os efeitos fixos para ano e região. Os resultados da coluna (3) mostram que as crianças que nasceram após o dia 1º de março reduziram em aproximadamente 0,8 ponto percentual a quantidade de horas trabalhadas pelas mães, enquanto que na coluna (4), para o grupo 1, as crianças que nasceram após

o dia 1º de março reduziram em aproximadamente 0,6 ponto percentual a quantidade de horas trabalhadas pelas mães (Tabela 4).

Tabela 4 – Dia do nascimento e os resultados sobre o trabalho das mães e variáveis de interesse, Brasil (2002-2008)

Grupos/variáveis dependentes	Participação das mães		Horas trabalhadas		Salário/hora	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Grupo 1						
Data de nascimento	-0,0094 (-1,90)***	-0,0053 (-1,08)ns	-0,7542 (-2,64)*	-0,6332 (-2,24)**	-0,0112 (-0,78)ns	0,0008 (0,08)ns
Grupo 2						
Data de nascimento	-0,0089 (-1,15)ns	-0,0038 (-0,51)ns	-0,4424 (-1,08)ns	-0,3089 (-0,76)ns	0,0131 (0,57)ns	0,0095 (0,52)ns
Controle	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

Fonte: Elaborada com base nos dados da PNAD (IBGE, 2002-2008)

* Denota significância ao nível de 1%. ** Denota significância ao nível de 5%. *** Denota significância ao nível de 10% e ns denota não significativo.

Nota: Os valores entre parêntese referem-se à estatística *t*. As estimativas foram feitas com todas as variáveis de controle inclusive efeito fixo de ano e região.

A coluna (5) da Tabela 4 apresenta os resultados para o efeito do dia do nascimento dos filhos sobre o salário/hora das mães sem a inclusão das variáveis de controle e de efeito fixo para ano e região. A coluna (6) apresenta os resultados do efeito dia de nascimento sobre o salário/hora das mães com a inclusão das variáveis de controle e de efeito fixo para ano e região. Pode-se verificar que a data de nascimento dos filhos (aqueles que nasceram após o dia 1º de março) não têm efeito sobre o salário/hora das mães. Esses resultados são encontrados tanto para as mães cujos filhos são do grupo 1 quanto para as mães cujos filhos são do grupo 2.

Portanto, as estimativas apresentadas na Tabela 4 estão de acordo com o esperado pela literatura, ou seja, a data de nascimento da criança não afeta as variáveis de trabalho das mães.

4.3 Impacto da frequência pré-escolar dos filhos sobre as variáveis de trabalho das mães utilizando-se o método de mínimos quadrados em dois estágios.

A Tabela 5 apresenta os resultados de estimações pelo método mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E), em que a variável frequência pré-escolar foi estimada através dos resultados da Tabela 2. De acordo com a Tabela 5, a frequência escolar dos filhos aumenta em aproximadamente 28 pontos percentuais a participação no mercado de trabalho das mães do grupo 1. Berlinski et al. (2008) encontraram valor

igual a 13 para a Argentina. O autor argumenta que no período em que realizou a pesquisa, a Argentina apresentava uma alta taxa de desemprego. Em contrapartida, no Brasil no período considerado neste estudo, houve crescimento econômico e conseqüentemente queda nas taxas de desemprego que por sua vez influenciaram na participação feminina no mercado de trabalho.

Uma análise do mercado de trabalho nunca está completa quando não se considera o número de horas trabalhadas. Embora a semana de trabalho seja fortemente regulamentada pela legislação, a oferta de horas de trabalho pode ser um componente importante na decisão de participar ou não do mercado de trabalho (SOARES; IZAKI, 2002). Assim, ao se analisar o impacto da frequência pré-escolar dos filhos para as mães do grupo 1 observa-se que a frequência pré-escolar dos filhos aumentou em aproximadamente 19 horas semanais trabalhadas pelas mães (Tabela 5). Guzman (2009) encontrou resultado semelhante para os Estados Unidos. Segundo o autor, a frequência pré-escolar dos filhos elevou a oferta de horas trabalhadas pelas mães em 37,8 horas por semana. Berlinski et al. (2008) também encontraram resultado semelhante para a Argentina, visto que a frequência pré-escolar dos filhos aumentou o trabalho das mães em aproximadamente 12 horas semanais.

Com relação ao rendimento por hora das mães do grupo 1, as estimativas mostram que a frequência pré-escolar dos filhos não tem impacto sobre os rendimentos salariais das mães¹¹. Guzman (2009) ao fazer estimativas para os Estados Unidos também não encontra efeito da frequência pré-escolar dos filhos sobre os rendimentos das mães.

Para as mães do grupo 2, as estimativas mostram que a frequência escolar dos filhos não afeta a participação das mães no mercado de trabalho, não interfere na quantidade de horas trabalhadas por semana e não tem impacto sobre os rendimentos salariais das mães (Tabela 5). Galbech (2002) afirma que outras variáveis de controle podem ter um peso maior na decisão de a mãe trabalhar do que a frequência pré-escolar dos filhos.

¹¹ A variação percentual do rendimento será calculada considerando o antilog do coeficiente de cada variável estimada subtraindo 1 e multiplicando o resultado por 100.

Tabela 5 – Estimções MQ2E da frequência pré-escolar dos filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho, horas trabalhadas e rendimento/hora das mães, Brasil (2002-2008)

Variáveis	Grupo 1			Grupo 2		
	Participação das mães	Horas trabalhadas	Rendimento por hora	Participação das mães	Horas trabalhadas	Rendimento por hora
Frequência pré-escolar	0,2779 (1,89)***	18,9 (2,22)**	0,1183 (0,31)ns	-0,0324 (-0,20)ns	3,5 (0,4)ns	-0,3794 (-0,82)ns
Mães com idade entre 24 e 29 anos	0,0378 (-2,83)*	0,8 (1,01)ns	0,1312 (-4,05)*	0,0507 (2,55)**	2,1 (1,99)**	0,0708 (1,49)ns
Mães com idade entre 30 e 35 anos	0,0693 (4,43)*	1,5 (1,68)***	0,3067 (8,39)*	0,0919 (3,64)*	3,3 (2,47)**	0,2756 (4,57)*
Mães com idade entre 36 e 41 anos	0,0840 (5,28)*	1,4 (1,57)***	0,4572 (12,23)*	0,1267 (4,94)*	3,8 (2,78)*	0,3444 (5,62)*
Mães com idade entre 42 e 49 anos	0,1086 (6,92)*	2,3 (2,54)***	0,5039 (14,26)*	0,1287 (4,13)*	5,0 (3,00)*	0,3299 (4,25)*
Mães com 50 anos ou mais	0,1299 (4,72)*	2,3 (1,42)ns	0,4740 (6,73)*	0,1044 (1,29)ns	-2,1 (-0,49)ns	0,6847 (3,07)*
Mães entre 1 a 4 anos de estudo	-0,0149 (-1,23)ns	-0,44 (-0,63)ns	0,03 (0,89)ns	0,0009 (0,06)ns	-0,83 (-1,05)ns	0,05 (1,08)ns
Mães entre 5 e 8 anos de estudo	-0,0247 (-1,82)***	0,8 (0,98)ns	0,1689 (4,91)*	-0,0246 (-1,4)ns	0,2 (0,19)ns	0,1616 (3,26)*
Mães entre 9 e 11 anos de estudo	-0,0233 (-1,37)ns	1,6 (1,6)**	0,4516 (11,41)*	-0,0030 (-0,11)ns	2,4 (1,63)ns	0,4534 (7,01)*
Mães com 12 anos ou mais de estudo	0,0135 (0,63)ns	0,8 (0,68)ns	1,1975 (24,94)*	0,0790 (2,20)**	2,1 (1,10)ns	1,2904 (15,8)*
Número de filhos	-0,0217 (-2,78)*	-2,0 (-4,37)*	-0,0275 (-1,55)ns	-0,0107 (-1,18)ns	-1,1 (-2,33)*	-0,0238 (-1,15)ns
Mães que residem na área urbana	-0,1197 (-9,65)*	2,2 (3,02)*	0,0941 (3,13)*	-0,1528 (-8,01)*	3,2 (3,15)*	0,0173 (0,36)ns
Mães de cor branca	0,0262 (4,74)*	1,4 (4,45)*	0,1234 (9,59)*	0,0212 (2,48)**	1,2 (2,62)*	0,1476 (7,14)*
Mulher com 55 anos ou mais de idade	0,0165 (0,87)ns	0,9 (0,81)ns	0,0441 (1,00)ns	0,0684 (2,23)**	2,7 (1,65)*	0,0386 (0,56)ns
Filhos com idade entre 13 e 17 anos	0,0181 (2,34)**	1,8 (4,12)*	-0,0600 (-3,32)*	0,0264 (1,97)***	2,6 (3,58)*	-0,0040 (-0,12)ns
Filhos com 18 anos ou mais de idade	0,0292 (2,07)**	3,1 (3,79)*	-0,0490 (-1,51)ns	0,0208 (0,82)ns	2,8 (2,08)**	-0,0035 (-0,05)ns
Mães de meninas	-0,0100 (-1,88)*	-0,7 (-2,18)*	-0,0056 (-0,45)ns	0,0019 (0,24)ns	-0,4 (-0,91)ns	0,0090 (0,44)ns
Efeito fixo para região	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo para ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	0,7108 (7,28)*	12,9 (2,29)*	0,4328 (1,52)*	0,9083 (11,45)*	19,7 (4,67)*	1,0275 (3,67)*
Teste F/ Wald	571,35	557,86	6438,24	547,24	337,84	2570,21
Observações	16.928	16.928	11.760	8.429	8.429	4.536

Fonte: Elaborada com base nos dados da PNAD (IBGE, 2002-2008)

*Denota significância ao nível de 1%. ** Denota significância ao nível de 5%. *** Denota significância ao nível de 10%. ns denota não significância.

Nota: Os valores abaixo dos coeficientes referem-se às estatísticas Z.

Ao se considerar as mães com idade entre 16 e 23 anos como referência tanto para o grupo 1 quanto para o grupo 2, observa-se que a participação das mães no mercado de trabalho, a quantidade de horas trabalhadas por semana e o rendimento/hora

aumentam com o avançar da idade das mães (Tabela 5). Monte e Gonçalves (2008), Berlinski et al. (2008), Guzman (2009) argumentam que isto pode ocorrer, dentre outros fatores, porque à medida que a idade avança as mulheres vão adquirindo mais experiência no mercado de trabalho. Ademais, com o passar da idade as mulheres diminuem as possibilidades de terem filhos.

Considerando as mães sem instrução como referência observa-se que a participação no mercado de trabalho é maior para as que têm maior escolaridade, porém só foi significativa para as mães do grupo 2 com escolaridade de 12 anos ou mais. Com relação as horas trabalhadas por semana, verifica-se que a quantidade de horas de trabalho aumenta com a escolaridade somente para as mães do grupo 1. Monte e Gonçalves (2008), Berlinski et al. (2008) e Gelbach (2002) argumentam que quanto maior a qualificação das mães, maior é a probabilidade de inserção no mercado de trabalho. Em termos de rendimentos, observa-se que o rendimento/hora aumenta com o nível de escolaridade, tanto para as mães do grupo 1, quanto para as mães do grupo 2. Esses resultados estão de acordo com os encontrados na literatura sobre o efeito da escolaridade nos rendimentos salariais. Trabalhos como os de Mincer (1974), Heckman (1974, 1979), Leal e Werlang (1991) e Kassouf (1994, 1998) discutem exaustivamente os retornos da educação sobre os salários.

A quantidade de filhos tem impactos negativos sobre as variáveis de trabalho das mães, visto que para as mães do grupo 1 há uma diminuição da inserção na participação do mercado de trabalho em 2,2 pontos percentuais. Ademais a quantidade de filhos reduz a quantidade de horas trabalhadas e o rendimento/hora das mães. Soares e Izaki (2002), Pazello (2006), Scorzafave e Menezes-Filho (2006) e Monte e Gonçalves (2008) corroboram esses resultados e mostram que um número maior de filhos reduz a ocupação das mães no mercado de trabalho.

Com relação a área de residência, pode-se verificar que tanto as mães residentes na área urbana do grupo 1 quanto as mães do grupo 2 têm menores chances de participar do mercado de trabalho se comparadas às mães que residem na área rural. Esperava-se que as mães que residissem na área urbana tivessem mais chances de participar do que as mães da área rural em virtude da maior oferta de trabalho na área urbana. Uma análise mais profunda mostra que esse resultado não é incoerente, pois de acordo com os dados da PNAD de 2002 a 2008, do total de mães que residem na área rural, 96% trabalham e, do total de mães da área urbana, 87% trabalham. Esta maior participação no meio rural pode estar associada ao fato de as mães poderem trabalhar onde moram

ou levarem seus filhos para o local de trabalho. Contudo, a quantidade de horas trabalhadas por semana e o rendimento/hora das mães são maiores para as que residem na área urbana. Estes resultados devem-se ao fato de que nas áreas urbanas a quantidade de horas de trabalho e o rendimento são determinados de forma mais rígida pela legislação trabalhista do que no meio rural.

Mães do grupo 1 e do grupo 2 que se declaram de cor branca participam mais do mercado de trabalho, ofertam mais horas de trabalho por semana e auferem rendimentos superiores às mães que se declaram de cor não-branca (Tabela 5). Gelbach (2002) e Guzman (2009) encontraram resultados semelhantes para os Estados Unidos, isto é, mães de cor branca participam mais do mercado de trabalho, trabalham mais horas por semana e ganham salários maiores. Scorzafave (2001), fazendo estimativas para encontrar os determinantes da ocupação das mulheres no mercado de trabalho, encontrou que as mães de cor branca participam mais do mercado em função de haver uma maior proporção de mulheres brancas mais escolarizadas.

A presença de um parente do sexo feminino com 55 anos ou mais de idade é importante para as mães do grupo 2, pois contribui para aumentar a participação das mães no mercado de trabalho e elevar a quantidade de horas trabalhadas por semana. Esta variável é importante, uma vez que estas mulheres podem ajudar nos cuidados com as crianças enquanto as mães trabalham.

Considerando os filhos com idade de 6 a 12 anos como referência, observa-se de maneira geral que a presença de filhos mais velhos aumenta as chances de as mães participarem do mercado de trabalho e aumentam a quantidade de horas trabalhadas, porém não afeta os rendimentos salariais das mães. Gelbach (2002) corrobora esses resultados e argumenta que a presença de indivíduos mais velhos na família pode liberar as mães para o mercado de trabalho, pois ajudam nos cuidados com os filhos.

Com relação ao sexo da criança, pode-se observar que esta variável só foi significativa para as mães do grupo 1. O fato de a criança ser do sexo feminino reduz em 1 ponto percentual as chances de as mães participarem do mercado de trabalho e diminui 0,7 horas trabalhadas por semana (Tabela 5). Berlinski et al. (2008) encontraram resultado semelhante na Argentina, visto que meninas reduzem a participação das mães no mercado de trabalho em 6%.

4.3.5 Checagens dos resultados do impacto da frequência pré-escolar dos filhos sobre as variáveis de trabalho das mães utilizando MQ2E.

Na Tabela 6 são apresentadas as checagens de robustez para as estimativas de MQ2E. Na coluna (1) são reproduzidas as estimativas anteriormente apresentadas nas Tabelas 5 utilizando a forma funcional de um polinômio de segundo grau para o dia de nascimento do filho. Na coluna (2) são apresentados os resultados utilizando a forma funcional de um polinômio de terceiro grau para o dia de nascimento do filho. Foram consideradas alternativas de especificações e amostras de forma que os resultados encontrados na Tabela 5 sejam corroborados..

Tabela 6 - Impacto da frequência pré-escolar dos filhos de cinco anos de idade sobre as variáveis de trabalho das mães, alternativas de especificações e amostra, Brasil (2002-2008)

Amostra	Total	Total	Entre dezembro e maio	Excluído da amostra (24/03 a 09/03)	Ponderada
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Grupo 1					
Participação	0,2779 (1,89)***	-0,1037 (-0,15)ns	0,3113 (1,41)***	0,2743 (1,86)***	0,3637 (2,44)*
Horas trabalhadas	18,9 (2,22)**	8,7 (0,24)ns	16,8 (1,33)***	19,6 (2,29)**	21,1 (2,44)*
Rendimento por hora	0,1183 (0,31)ns	-0,4884 (-0,72)ns	-0,5443 (-0,89)ns	0,0410 (0,10)ns	0,3218 (0,79)ns
Grupo 2					
Participação	-0,0323 (-0,20)ns	0,0180 (0,10)ns	0,2065 (0,82)ns	-0,0134 (-0,68)ns	-0,0570 (-0,35)ns
Horas trabalhadas	3,5 (0,40)ns	2,8 (0,27)ns	4,6 (0,35)ns	4,7 (0,53)ns	-0,8856 (-0,10)ns
Rendimento por hora	-0,3794 (-0,82)ns	-0,4993 (-0,85)ns	-0,1892 (-0,28)ns	-0,3725 (-0,79)ns	-0,1005 (-0,22)ns
Forma funcional	Quadrática	Cúbica	Quadrática	Quadrática	Quadrática

Fonte: Elaborada com base nos dados da PNAD (IBGE, 2002-2008)

* Denota significância ao nível de 1%. ** Denota significância ao nível de 5%. *** Denota significância ao nível de 10%. ns denota não significativo.

Nota: Os testes que estão entre parênteses abaixo dos valores dos coeficientes refere-se a estatística *t* e todas as estimativas foram feitas com a inclusão das variáveis de controle e de efeito fixo para região e ano.

Berlinski et al. (2008) argumentam que utilizar essas formas funcionais retira das estimativas qualquer tipo de viés que por ventura ocorra com relação ao dia de nascimento da criança. Nas colunas (3) (4) e (5) as estimações foram feitas utilizando diferentes amostras. Na coluna (3) a análise considera a amostra entre dezembro e maio. Na coluna (4) é excluído da amostra uma semana em ambos os lados da data de corte e

na coluna (5) as estimativas consideram a amostra ponderada pelo fator de expansão da amostra. Na coluna (2) os resultados a partir da estimação utilizando um polinômio de terceiro grau do dia de nascimento mostram que os coeficientes não foram significativos tanto para as mães do grupo 1 quanto para as mães do grupo 2. Este resultado indica que a forma funcional mais adequada corresponde a um polinômio de segundo grau da data de nascimento da criança.

Os resultados apresentados na coluna (3) utilizaram a forma funcional de um polinômio de segundo grau para o dia do nascimento do filho. Para as mães do grupo 1 e do grupo 2, os coeficientes foram similares aos resultados encontrados nas estimativas da Tabela 5 (coluna 1).

Na coluna (4) ao se excluir uma semana em ambos os lados da data de corte observa-se que os coeficientes encontrados para a participação, horas trabalhadas e rendimento hora das mães do grupo 1 continuam similares aos resultados encontrados nas estimativas da Tabela 5. Para as mães do grupo 2 os resultados continuam não apresentando resultados significativos.

Na coluna (5) a amostra foi ponderada pelo fator de expansão e apresenta similaridade com os resultados obtidos na Tabela 5, visto que para as mães do grupo 1 os coeficientes para participação e horas trabalhadas continuam significativos e para o rendimento/hora continua não significativos. Para as mães do grupo 2 observa-se que os resultados continuam não significativos.

Portanto, pode-se perceber que os resultados encontrados a partir do polinômio de segundo grau do dia de nascimento do filho produziram estimativas mais ajustadas. Além disso, os resultados confirmam as expectativas de que utilizando especificações e amostras diferentes, considerando a mesma data de corte, os coeficiente apresentam valores próximos ao encontrados na Tabela 5.

4.3.6 Estimativas considerando mudanças na idade e escolaridade das mães

As estimativas feitas mostram que matrícula não interfere na frequência pré-escolar tanto para as crianças do grupo 1 quanto para as do grupo 2. No entanto, a frequência pré-escolar afeta de forma diferente as mães cujos filhos são do grupo 1 como as mães cujos filhos são do grupo 2. Nesse sentido, Berlinski et al. (2008) sugere fazer algumas estimativas para verificar se existe diferenças nos coeficientes de frequência escolar dos filhos e nas variáveis de trabalho das mães ao se considerar amostras diferentes, levando em conta mudanças na idade da mãe e na escolaridade das

mães. A expectativa é de que fazendo estes cortes na amostra, os valores encontrados dos coeficientes não sejam estatisticamente significativos. Caso contrário, a idade ou a escolaridade das mães podem estar enviesando os resultados estimados, pois mães com mais idade e com maior nível de escolaridade poderiam ter uma tendência maior de levar seus filhos para a pré-escola.

As estimativas são feitas considerando subamostras que contenham mães com 30 anos de idade ou mais, mães com menos de 30 anos, mães com 10 anos de estudos ou menos e mães com 10 anos de estudo ou mais. Além disso, consideram-se estimativas com e sem a inclusão das variáveis de controle para as mães cujos filhos são do grupo 1 (crianças que são as mais novas na família) e para as mães cujos filhos são do grupo 2 (crianças que não são as mais novas na família) (Tabela 7).

Tabela 7 - Estimativas utilizando MQO para verificar o efeito da heterogeneidade na amostra com relação à frequência pré-escolar e os resultados das variáveis de trabalho das mães, Brasil (2002-2008)

Variáveis dependentes/A mostra	Frequência pré-escolar		Participação		Horas trabalhadas		Salário por hora	
Grupo 1	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mães com 30 anos de idade ou mais	0,0444 (-6,43)*	0,0499 (7,63)*	0,0021 (0,36)ns	0,0020 (0,34)ns	-0,3017 (-0,80)ns	-0,2671 (-0,72)ns	-0,0045 (-0,22)ns	0,0040 (0,24)ns
Mães com 29 anos de idade ou menos	-0,0197 (-5,58)*	-0,0227 (-6,63)*	-0,0155 (-1,58)ns	-0,0131 (-1,32)ns	-1,3167 (-2,54)**	-1,3255 (-2,56)**	-0,0099 (-0,52)ns	-0,0081 (-0,45)ns
Mães com 10 anos de estudo ou menos	-0,0369 (-7,82)*	-0,0370 (-8,19)*	-0,0059 (-0,84)ns	-0,0011 (-0,17)ns	-0,7648 (-1,9)***	-0,6344 (-1,55)ns	-0,0165 (-1,06)ns	-0,0017 (-0,11)ns
Mães com 11 anos de estudo ou mais	-0,0227 (-5,16)*	-0,0213 (-4,89)*	-0,0092 (-0,82)ns	-0,0044 (-0,39)ns	-0,6797 (-1,53)ns	-0,5796 (-1,29)ns	-0,0147 (-0,63)ns	0,0121 (0,57)ns
Grupo 2								
Mães com 30 anos de idade ou mais	0,0042 (0,60)ns	-0,0051 (-0,74)ns	-0,0020 (-0,18)ns	-0,0020 (-0,18)ns	-0,0472 (-0,07)ns	-0,2215 (-0,34)ns	0,0150 (0,36)ns	-0,0042 (-0,14)ns
Mães com 29 anos de idade ou menos	-0,0501 (-5,93)*	-0,0589 (-7,21)*	0,0030 (0,26)ns	-0,0009 (-0,08)ns	-0,2037 (-0,34)ns	-0,1662 (-0,28)ns	0,0263 (0,96)ns	0,0354 (1,41)ns
Mães com 10 anos de estudo ou menos	-0,0350 (-4,95)*	-0,0402 (-5,96)*	-0,0009 (-0,10)ns	0,0007 (0,07)ns	-0,3436 (-0,66)ns	-0,1518 (-0,29)ns	-0,0025 (-0,11)ns	0,0173 (0,78)ns
Mães com 11 anos de estudo ou mais	-0,0273 (-2,81)*	-0,0277 (-2,91)*	-0,0003 (-0,02)ns	0,0053 (0,35)ns	0,0348 (0,04)ns	0,0713 (0,09)ns	0,0144 (0,33)ns	0,0339 (0,86)ns
Controle	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

Fonte: Elaborada com base nos dados da PNAD (IBGE, 2002-2008)

* Denota significância ao nível de 1%. ** Denota significância ao nível de 5%. *** Denota significância ao nível de 10%. ns denota não significativo.

Nota: Os testes que estão entre parênteses abaixo dos valores dos coeficientes refere-se a estatística *t* e todas as estimativas foram feitas com a inclusão das variáveis de controle e de efeito fixo para região e ano.

Os resultados da coluna (2) para as crianças que são do grupo 1 mostram que existe diferença entre os níveis de escolaridade e idade. Para as mães do grupo 1 a frequência escolar das crianças é maior para as mães com 30 anos ou mais de idade, porém para as mães do grupo 2 a frequência escolar dos filhos é menor para as mães com menos de 30 anos de idade. Com relação a escolaridade, a frequência escolar dos filhos é maior para as mães com 10 anos de estudo ou menos.

De maneira geral, as estimativas feitas, tanto para as mães do grupo 1 como do grupo 2, mostram que a frequência pré-escolar não afeta os resultados do trabalho das mães. Os resultados mostram que não existe uma sensibilidade maior de um grupo de mães em relação a outro. Com isso, pode-se concluir que nas amostras utilizadas existe pouca ou quase nenhuma diferença entre mães com mais idade e com maior nível de escolaridade (Tabela 7).

4.3.7 Estimativas do efeito da frequência pré-escolar dos filhos sobre o trabalho das mães para crianças de diferentes grupos de idade

Na Tabela 8 são apresentadas as análises para verificar se a data de nascimento para as crianças com quatro e seis anos de idade afeta a frequência pré-escolar e se o fato destas crianças frequentarem pré-escola também afeta as variáveis de trabalho das mães. Desta forma, espera-se que a regra de frequência pré-escolar dos filhos funcione independente da idade da criança considerada e apresente resultados semelhantes aos encontrados anteriormente para as crianças de cinco anos de idade.

Nas colunas (1) e (2) a relação entre data de nascimento e período de entrada na escola ainda persiste, uma vez que para aqueles que nasceram após o dia 1º de março as chances de frequentar escola é menor se comparados aos que nasceram antes do dia 1º de março. Estes resultados são verificados para as crianças de quatro e seis anos de idade, tanto para as que são do grupo 1 quanto para as que são do grupo 2.

Os resultados mostram que independentemente de a criança ter 4 anos ou 6 anos de idade a frequência pré-escolar afeta as variáveis de trabalho. De acordo com Berlinski et al (2008) esta correlação entre a regra de entrada na escola e frequência pré-escolar das crianças mostra que existe um equilíbrio nas variáveis observadas próximo ao ponto de corte.

A frequência escolar de crianças com 4 e 6 anos de idade eleva a participação das mães no mercado de trabalho. Estes resultados são encontrados tanto para as mães cujos filhos são do grupo 1 como para as mães cujos filhos são do grupo 2 e mostram que as mães participam mais do mercado de trabalho a partir do momento em que os filhos passam a frequentar a escola.

Tabela 8 – O efeito do dia de nascimento sobre a frequência pré-escolar dos filhos e o efeito da pré-escola sobre as variáveis de trabalho das mães para os diferentes grupos de idade, Brasil (2002-2008)

Grupos	Frequência pré-escolar		Participação		Horas trabalhadas		Salário por hora	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Grupo 1								
Crianças de 4 anos de idade	-0,0405 (-9,45)*	-0,0359 (-9,15)*	0,2315 (2,07)***	0,1617 (1,28)ns	8,38 (1,37)ns	2,93 (0,42)ns	0,0865 (0,26)ns	-0,165 (-0,55)ns
Crianças de 6 anos de idade	-0,0104 (-4,94)*	-0,0103 (-4,98)*	0,3677 (0,87)ns	0,0626 (0,16)ns	15,83 (0,64)ns	7,03 (0,30)ns	0,1965 (0,12)ns	0,2905 (0,23)ns
Grupo 2								
Crianças de 4 anos de idade	-0,0581 (-7,67)*	-0,0455 (-6,63)*	0,2925 (1,99)***	0,2138 (1,20)ns	12,23 (1,66)***	10,04 (1,10)ns	0,5771 (0,89)ns	0,6243 (0,83)ns
Crianças de 6 anos de idade	-0,0287 (-8,25)ns	-0,0256 (-7,52)ns	0,5653 (2,37)***	0,4076 (1,54)ns	21,67 (1,73)***	19,22 (1,34)ns	0,8659 (1,26)ns	0,3509 (0,57)ns
Controle	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

Fonte: Elaborada com base nos dados da PNAD (IBGE, 2002-2008)

* Denota significância ao nível de 1%. ** Denota significância ao nível de 5%. *** Denota significância ao nível de 10%. ns denota não significativo.

Nota: Os testes que estão entre parênteses abaixo dos valores dos coeficientes refere-se a estatística *t* e todas as estimativas foram feitas com a inclusão das variáveis de controle e de efeito fixo para região e ano.

Em termos de horas trabalhadas por semana, as estimativas para mães com filhos de quatro ou seis anos de idade apresentaram resultados significativos apenas para o grupo 2. Esses resultados diferem dos encontrados para as crianças de cinco anos de idade. Uma possível explicação para as mães cujos filhos têm quatro ou seis anos de idade é que em virtude do aumento da oferta de pré-escola e creche no período analisado é possível que estas mães também tenham encontrado vagas para seus filhos mais jovens e com isso passaram a ofertar mais horas de trabalho.

Vale ressaltar que as estimativas para as crianças de seis anos de idade podem conter algum tipo de viés, particularmente pela utilização dos anos de 2007 e 2008. Nestes anos, como já ressaltado, passaram a coexistir dois tipos de ensino básico; um de oito anos e outro de nove anos. Assim, estes anos são considerados período de transição

entre um sistema de ensino e outro. Com isso, neste período podem existir crianças de seis anos de idade que estão na pré-escola (ensino de oito anos) ou no primeiro ano do ensino básico (ensino de nove anos).

A Tabela 9 apresenta os resultados para as estimativas excluindo os anos de 2007 e 2008 da amostra com o intuito de verificar se realmente existe viés nos resultados provenientes da mudança no ensino básico de oito para nove anos.

Os resultados mostram que com a exclusão dos anos de 2007 e 2008 os valores dos coeficientes para a frequência escolar não foram diferentes dos resultados encontrados para a amostra total, ou seja, crianças que nasceram após o dia 1º de março tem 3% a menos de chances de frequentar pré-escolas se comparadas às que nasceram antes desse período.

Tabela 9 – O efeito do dia de nascimento sobre a frequência pré-escolar dos filhos e o efeito da pré-escola sobre as variáveis de trabalho das mães, Brasil (2002-2006)

Grupos	Frequência pré-escolar		Emprego das mães		Horas trabalhadas		Salário/hora	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Grupo 1								
Crianças de 5 anos de idade	-0,0360 (-9,23)*	-0,0326 (-8,83)*	0,3461 (2,28)**	0,2600 (1,65)***	16,0 (1,84)***	16,0 (1,74)***	0,7640 (1,57)ns	0,4071 (0,98)ns
Grupo 2								
Crianças de 5 anos de idade	-0,0492 (-7,43)*	-0,0464 (-7,44)*	-0,0172 (-0,10)ns	-0,0856 (-0,45)ns	9,2 (1,01)ns	4,9 (0,50)ns	-0,3960 (-0,53)ns	-0,2376 (-0,35)ns
Controle	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

Fonte: Elaborada com base nos dados da PNAD (IBGE, 2002-2008)

* Denota significância ao nível de 1%. ** Denota significância ao nível de 5%. *** Denota significância ao nível de 10%. ns denota não significativo.

Nota: Os testes que estão entre parênteses abaixo dos valores dos coeficientes refere-se a estatística *t* e todas as estimativas foram feitas com a inclusão das variáveis de controle e de efeito fixo para região e ano.

A exclusão destes anos da amostra praticamente não altera os resultados da frequência pré-escolar dos filhos sobre o trabalho das mães. Enfim, a mudança no ensino básico de oito para nove anos praticamente não modificou os coeficientes, visto que estes ficaram bem próximos dos valores encontrados quando se considera a amostra total de 2002 a 2008.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse estudo teve como objetivo principal avaliar o impacto da frequência pré-escolar dos filhos de cinco anos de idade sobre os resultados do trabalho das mães

(participação, horas trabalhadas e salário/hora das mães) a partir dos dados da PNAD de 2002 a 2008 e utilizando o método de regressão descontínua.

A partir dos resultados encontrados pode-se perceber que a data de nascimento interfere na frequência pré-escolar das crianças. Assim, crianças que nasceram após o dia 1º de março têm 3 pontos percentuais a menos de chance de frequentar a pré-escola se comparadas às crianças que nasceram antes desse período. A data de nascimento (binária) foi então utilizada como variável instrumental na equação de frequência a pré-escola. Em seguida foram estimadas regressões da participação das mães no mercado de trabalho, horas trabalhadas por semana e rendimento por hora de trabalho em função da estimativa da frequência a pré-escola. Variáveis de controle e efeito fixo de região e tempo foram utilizados nas regressões.

Os resultados mostram que a frequência pré-escolar das crianças tem grande impacto sobre as variáveis de trabalho das mães. A frequência pré-escolar dos filhos eleva em 28% a participação das mães no mercado de trabalho e aumentam em aproximadamente 19 horas por semana a oferta de horas trabalhadas das mães, porém não afeta os rendimentos salariais das mães.

Quanto as características individuais, observou-se que com o avançar da idade, maiores são as chances de as mães levarem seus filhos para a pré-escola. A educação é outro fator importante, pois mães com maiores níveis de escolaridade têm maior probabilidade de levar os filhos para a pré-escola. O número de filhos afeta positivamente a frequência pré-escolar das crianças de cinco anos de idade, porém tem efeito negativo sobre as variáveis de trabalho das mães (emprego, horas trabalhadas e salários das mães). Crianças que residem na área urbana têm maiores chances de frequentar pré-escola se comparadas às que residem na área rural, porém mães que residem na área urbana participam menos do mercado de trabalho do que as da área rural. Os resultados indicam ainda que mães de cor branca têm maiores chances de estarem empregadas, trabalharem mais horas por semana e terem maiores rendimentos do que as mães não-brancas. Filhos mais velhos reduzem a frequência pré-escolar das crianças de cinco anos, porém, podem aumentar a participação e a quantidade de horas trabalhadas das mães.

REFERÊNCIAS

ANGRIST, J.D.; LAVY, V. Using maimonides' rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 114, n. 2, p. 533-575, 1999.

BACKER, M.; GRUBER, J.; MILLIGAN, K. **Universal childcare, maternal labor supply and family well-being**. Cambridge, USA: National Bureau of Economic Research (NBER), 2005.p. (Working Paper, 11832).

BARTIK, T.J. **The economic development benefits of universal preschool education compared to traditional economic development programs**. W.E. Upjohn Institute for Employment Research, Michigan, 2006, 52p.

BEAUDRY, P.; LEMIEUX, T. Evolution of the female labour force participation rate in Canada, 1976-1994: a cohort analysis. **Human Resources and Skills Development Canada**. Ottawa, v. 7, n. 2, 1999.

BECKER, G.S. A theory of the allocation of time. **The Economic Journal**, Fife, v. 75, n. 299, p. 4935-517, set. 1965.

_____.; GALIANI, S.; MANACORDA, M. **Giving children a better start: preschool attendance and school-age profiles**. London: The Institute for Fiscal Studies. 2008. 30p.

_____.; GALIANI, S.; McEWAN, P.J. **Preschool and maternal labor market outcomes: evidence from a regression discontinuity design**. London: The Institute for Fiscal Studies., 2007. 43p. (Working Paper w09/05).

_____.; CURRIE, J. **Preschool, day care, and after school care: who's minding the kids?** Cambridge, USA: National Bureau of Economic Research (NBER), 2004. 126p. (Working Paper, 10670).

_____.; GROSSBERG, A. J. Maternal labor supply and children's cognitive development, Cambridge, USA: **The Review of Economics and Statistics**, v. 74, n. 3, p. 474-481, ago. 1992.

_____.; TEKIN, E.J. **The determinants and consequences of child care subsidies for single mothers**. Cambridge, USA: National Bureau of Economic Research (NBER), 2003. 44p. (Working Paper, 9665).

BERLINSKI, S.; GALIANI, S.; MANACORDA, M. **Giving children a better start: preschool attendance and school-age profiles**. London: The Institute for Fiscal Studies. 2008. 30p.

BRASIL. Ministério da Educação - MEC. **Estrutura Geral do Sistema Educacional**. Brasília, 2009. Disponível em: <www.oei.es/quipu/brasil/estructura.pdf>. Acesso em: 10 maio 2009.

_____. Lei nº 11.114, de 16 de maio de 2005. Tornar obrigatório o início do ensino fundamental aos seis anos de idade, **Diário Oficial da União** Brasília, 16 maio

2005. Disponível em: <www.diariooficial.hpg.com.br/fed_lei_111142005.htm>. Acesso em: 10 maio 2009.

_____. Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996. Estabelece as diretrizes e bases da educação nacional. **Diário Oficial da União**, Brasília, 20 dez. 1996. Disponível em: <www.diariooficial.hpg.com.br/fed_lei_93941996.htm>. Acesso em: 10 maio 2009

BRUSCHINI, C. Gênero e trabalho no Brasil: novas conquistas ou persistência da discriminação? In: ROCHA, M. I. B. (Org) **Trabalho e gênero: mudanças, permanências e desafios**. Campinas: ABEP, NEPO/Unicamp e Cadeplar/UFMG; São Paulo: 34, 2000. 384 p.

_____.; PUPPIN, A.B. Trabalho de mulheres executivas no Brasil no final do século XX. **Cadernos de Pesquisa**, Rio de Janeiro, v. 34, n. 121, p. 105-138, jan./abr. 2004.

BUDELMEYER, H.; SKOUFIAS, E. **An evaluation of the performance of regression discontinuity design on PROGRESA**. Washington: World Bank, 2004. (Policy Research Working Paper, 3386).

CALIENDO, M. HUIJER, R. The microeconomic estimation of treatment effects: An Overview. **Journal of the German Statistical Society**, Nuremberg. n.90, v.1, p. 197-212, 2006.

CASCIO, E. **Public preschool and maternal labor supply**: evidence from the introduction of kindergartens into american public schools forthcoming. Cambridge, USA: National Bureau of Economic Research (NBER), 2006. 20p (Working Paper, 12179).

CONEUS, K.; GOEGGELY, K.; MUEHLERY, G. Maternal employment and child care decision. **Oxford Economic Papers**, Oxford, 17 p. 2008.

CONNELLY, R.M.T. The effect of child care costs on married women's labor force participation. **The Review of Economics and Statistics**. Cambridge, UK, v. 74, n. 1, p. 83-90, 1992.

CUNHA, F.; HECKMAN, J.J.; LOCHNER, L.; MASTEROV, D.V. Interpreting the evidence on life cycle skill formation. In: HANUSHEK, E.; WELCH, F. (Org.). **Handbook of the economics of education**. Stanford: North Holland, 2005. v.1, p. 1-805.

DEUTSCH, R. **Does child care pay?**: labor force participation and earnings effects of access to child care in the favelas of Rio de Janeiro. Inter-American Development Bank. Washington, 1998. 33 p. (Discussion Paper, 384).

EUWALS, R.; KNOEF, M.; van VUUREN, D. **The trend in female labour force participation what can be expected for the future?** Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis (CPB), 2007. 41 p. (Discussion Paper, 93).

FERNANDEZ, R. **Culture as Learning: the evolution of female labor force participation over a century**. Cambridge, USA: National Bureau of Economic Research (NBER), Cambridge, 2007. 40p. (Working Paper, 13373).

FERRANTI, D.; NANKANI, G.T.; BERY, S.; VON AMSBERG, J.; COLL, X.; YOUNG, M.E. Latin America and the Caribbean Region. Brasília: Word Bank, 83 p., 2001 **Brazil early child development: a focus on the impact of preschools.** (Relatório n. 22841). Disponível em: <[http://: www-wds.worldbank.org](http://www-wds.worldbank.org)>. Acesso em: 10 maio 2009.

FITZEMBERGER, B.; WUNDERLICH, G. Gender wage differences in West Germany: a cohort analysis", **German Economic Review**, Dortmund, v.3, n.4, p.379-414, 2002

GELBACH, J.B. Public schooling for young children and maternal labor supply. **American Economic Review**, Pittsburgh, v.92, n.1, p. 307-22, 2002.

GUZMAN, J. Public school enrollment and maternal labor supply after the welfare reform. In: Latin American and Caribbean Economic Association, 2009, Buenos Aires. **Anais...** Buenos Aires: LACEA, 2009. 37 p.

HECKMAN, J.J . **Choosing among alternative nonexperimental methods for estimating the impact of social programs:** the case of manpower training. Cambridge , USA: National Bureau of Economic Research (NBER), 1989. 37P. (Working Paper, 2861).

_____. Sample selection bias as a specification error, **Econometrica**, Chichester, v. 47, n.1, 1979. p. 153-162.

_____. Shadow prices, market wages, and labor supply, **Econometrica**, Chichester, v.42, n.4, 1974. p. 679-694.

IMBENS, G.; LEMIEUX, T. **Regression discontinuity designs: a guide to practice.** Cambridge, USA: National Bureau of Economic Research (NBER). 2007. 37P. (Working Paper, 13039).

IMBENS, G.W; WOODRIDGE, J. F. **Estimation of Average Treatment Effects Under Unconfoundedness.** Tentative Schedule and Preliminary Lecture Notes for Applied Microeconometrics Workshop, 2008. Disponível em: <http://www.irp.wisc.edu/newsevents/workshops/appliedmicroeconometrics/participants/notes/rev_lect_2-G.pdf>

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios.** Rio de Janeiro, 2002. 1 CD-ROM.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios.** Rio de Janeiro, 2003. 1 CD-ROM.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios.** Rio de Janeiro, 2004. 1 CD-ROM.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios.** Rio de Janeiro, 2005. 1 CD-ROM.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios.** Rio de Janeiro, 2006. 1 CD-ROM.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Rio de Janeiro, 2007. 1 CD-ROM.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Rio de Janeiro, 2008. 1 CD-ROM.

JAMES-BURDUMY, S. The effects of maternal labor force participation and income on child development. **Journal of Labor Economics**, Chicago, v. 23, n. 1, 2005. p. 177-176.

KAPPEL, M.D.B.; KRAMER, S.; CARVALHO, M.C.M.P. Perfil das crianças de 0 a 6 anos que freqüentam creches e pré-escolas: uma análise dos resultados da pesquisa sobre padrões de vida/IBGE. **Revista Brasileira de Educação**, Rio de Janeiro, v. 16, n.16, 2001. p. 35-47.

KASSOUF, A.L. The wage rate estimation using the Heckman procedure, **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v.1, n.1, 1994. p. 89-107

_____. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market, **Economia Aplicada**, São Paulo, v.2, n.2, 1998. p. 243-269.

LAM, D.; LEVISON, D. Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: Estados Unidos e Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.20, n.2, 1990. p. 219-256.

LEAL, C.I.S.; WERLANG, S.R.C. Retornos em educação no Brasil: 1976/89. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.21, n.3, 1991. p. 559-574.

LEE, D.S.; LEMIEUX, T. **Regression discontinuity designs in economics**. Cambridge, USA: National Bureau of Economic Research (NBER). 2009. 111p. (Working Paper, 14723).

HOFFMANN, R., LEONE, E. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar no Brasil: 1981-2002. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 14, n. 2, 2004. p. 35-58.

MACIEL, M.C.; MESQUITA, C.S. O impacto da criação de filhos na oferta de trabalho das mães. In: Encontro do Banco do Nordeste, 2004, Fortaleza. **Anais eletrônicos...** Fortaleza: Fórum de Desenvolvimento, 2004. Disponível em :<<http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/ETENE/Anais/docs/2004o-impacto.pdf>>. Acesso em: 10 maio 2009.

MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. New York: Columbia University Press, 1974. 167p.

MONTE, P.A.; GONÇALVES, M.F. A inserção ocupacional e os determinantes salariais das mulheres no mercado de trabalho. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16., 2008, Caxambu. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2008. 35.

PAZELLO, E.T. A maternidade afeta o engajamento da mulher no mercado de trabalho?: um estudo utilizando o nascimento de gêmeos como um experimento natural. **Estudos Econômicos**. São Paulo, v. 36, n.3, 2006. p. 507-538.

PETERSON, J.; SONG, X.; DEWEEVER, J. **life after welfare reform: low-income single parent families, pre- and post-tanf**. Institute for Women's Policy Research, 2002. 6p.(Washington, D446).

ROCHA, V.A, BELLUZO, W. Avaliação do programa de descentralização de gastos públicos no sistema municipal de ensino fundamental de São Paulo. In: Encontro Nacional de Economia (ANPEC), 2010, Salvador. **Anais eletrônicos...** Salvador, 2010. Disponível em :< <http://www.anpec.org.br/encontro2010/inscricao/arquivos/514-02770290564494fd9766bfc02488caa0.pdf>>. Acesso em: 10 maio 2009

SCHLINDWEIN, M.M.; KASSOUF, A.L. Influência do custo de oportunidade do tempo da mulher sobre o padrão de consumo alimentar no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 37 , n. 3, 2007. p. 489-520

SCHLOSSER, A. **Public preschool and the labor supply of arab mothers: evidence from a natural experiment**. Hebrew: The Hebrew University of Jerusalem. Department of Economics, 2005.

SCORZAFAVE, L.G.D.S. **A evolução e os determinantes da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro**. 2001. 76 p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001.

_____.; MENEZES-FILHO, N. A. . Caracterização da participação feminina no mercado de trabalho: uma análise de decomposição. **Revista de Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 10, n. 1, 2006. p. 41-55.

SOARES, S.; IZAKI, R.J. **A participação feminina no mercado de trabalho**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Rio de Janeiro, 2002. 30p. (Texto para Discussão, 923).

VAN DER KLAAW, W. Estimating the effect of financial aid offers on college enrollment: a regression-discontinuity approach. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 43, n. 4, 2002. p. 1249-1287.

VERONA, A.P.A.; ROMERO, J.R. **A relação entre fecundidade e educação dos filhos: um experimento natural utilizando dados de gêmeos**. 2004. 99 p. Dissertação (Mestrado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2004.

APÊNDICE A – Derivando a equação de primeiro estágio para a Regressão Descontínua *Fuzzy*

Ter cinco anos ou completar cinco anos de idade até o dia 1º de março e requisito para a criança freqüentar pré-escola, isto significa que existe um salto na probabilidade de tratamento próximo a idade limite, que é de cinco anos de idade ou mais ($idade_{ijt} \geq 5$). Essa relação pode ser vista a seguir:

$$\Pr(D_i = 1 | Z_{ijt}) = \begin{cases} Z_{0ijt} = 0 & \text{se } idade_{ijt} \geq 5 \\ Z_{1ijt} = 1 & \text{se } idade_{ijt} < 5 \end{cases} \quad (13)$$

Em que se $D_i = 1$, as crianças que freqüentam pré-escola e se $D_i = 0$, as crianças não freqüentam pré-escola.

Considerando as crianças que nasceram após dia 1º de março, ou seja, $Z_{ijt} = 1$ tem-se:

$$E[D_{1ijt} | Z_{ijt}] = \alpha_0 + \beta X_{ijt} + \lambda_j + \mu_t \quad (14)$$

Considerando as crianças que nasceram antes dia 1º de março, ou seja, $Z_{ijt} = 0$ tem-se:

$$E[D_{0ijt} | x_{ijt}] = \beta X_{ijt} + \lambda_j + \mu_t \quad (15)$$

Sendo assim, o valor esperado de D_{ijt} é:

$$E[D_{ijt} | Z_{ijt}] = \Pr(D_{ijt} = 1 | Z_{ijt}) = E[D_{0ijt} | Z_{0ijt}] + [E[D_{1ijt} | Z_{1ijt}] - E[D_{0ijt} | Z_{0ijt}]]Z_{ijt} \quad (16)$$

Substituindo as equações (14) e (15) em (16) chega-se a equação (14):

$$E[D_{ijt} | Z_{ijt}] = \beta X_{ijt} + \lambda_s + \mu_t + [\beta X_{ijt} + \alpha_0 + \lambda_s + \mu_t - (\beta X_{ijt} + \lambda_s + \mu_t)]Z_{ijt} \quad (17)$$

Multiplicando os valores entre colchetes por Z_{ijt} na equação (14) chega-se a equação (18):

$$E[D_{ijt} | Z_{ijt}] = \beta X_{ijt} + \lambda_s + \mu_t + [Z_{ijt}\beta X_{ijt} + \alpha_0 Z_{ijt} + \lambda_s Z_{ijt} + \mu_t Z_{ijt} - Z_{ijt}\beta X_{ijt} - Z_{ijt}\lambda_s - Z_{ijt}\mu_t] \quad (18)$$

Portanto, o primeiro estágio é representado pela seguinte equação:

$$D_{ijt} = \beta X_{ijt} + \alpha_0 Z_{ijt} + \lambda_s + \mu_t + \nu_{ijt} \quad (19)$$

APÊNDICE B - Derivação do segundo estágio

Considere a equação (9):

$$Y_{ijt} = \rho D_{ijt} + \beta X_{ijt} + \lambda_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (24)$$

Em que Y_{ijt} as estimativas corresponde aos resultados do trabalho das mães, isto é, Y_{ijt} corresponde a variável dependente empregabilidade das mães, horas trabalhadas por semana das mães e salário/hora das mães

Caso $D_{ijt} = 0$, a criança frequênta pré-escola e o valor esperado é:

$$E[Y_{0ijt} | D_{0ijt}] = \beta X_{ijt} + \rho(0) + \lambda_j + \mu_t \quad (25)$$

Portanto;

$$E[Y_{0ijt} | D_{0ijt}] = \beta X_{ijt} + \lambda_j + \mu_t \quad (26)$$

Caso $D_{ijt} = 1$, a criança não frequênta pré-escola e o valor esperado é:

$$E[Y_{1ijt} | D_{1ijt}] = \beta X_{ijt} + \rho(1) + \lambda_j + \mu_t \quad (27)$$

Portanto;

$$E[Y_{1ijt} | D_{1ijt}] = \beta X_{ijt} + \rho + \lambda_j + \mu_t \quad (28)$$

Sendo assim, o valor esperado de Y_{ijt} é:

$$E[Y_{ijt} | Z_{ijt}] = E[Y_{0ijt} | D_{0ijt}] + (E[Y_{1ijt} | D_{1ijt}] - E[Y_{0ijt} | D_{0ijt}]) D_{ijt} \quad (29)$$

Substituindo as equações (23) e (25) em (26) chega-se a seguinte equação:

$$E[Y_{ijt} | D_{ijt}] = \beta X_{ijt} + \lambda_j + \mu_t + [\beta X_{ijt} + \rho + \lambda_j + \mu_t - \beta X_{ijt} - \alpha_0 Z_{ijt} - \lambda_j - \mu_t] D_{ijt} \quad (30)$$

Portanto, após estimar D_{ijt} no primeiro estágio chega-se a equação de segundo estágio:

$$Y_{ijt} = \beta X_{ijt} + \rho \hat{D}_{ijt} + \lambda_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (31)$$