

# **A MATERNIDADE E A MULHER NO MERCADO DE TRABALHO: DIFERENÇA DE COMPORTAMENTO ENTRE MULHERES QUE TÊM E MULHERES QUE NÃO TÊM FILHOS**

Elaine Toldo Pazello  
FEA-RP/USP  
Reynaldo Fernandes  
ESAF e FEA-RP/USP

## Resumo

O objetivo deste artigo foi mensurar o impacto da maternidade sobre o engajamento da mulher no mercado de trabalho, comparando-se mulheres com e sem filhos. Para tratar a endogeneidade existente na relação filhos-engajamento, explorou-se a ocorrência de natimortos. Métodos de estimação tradicionais e de *matching* foram realizados. Os resultados obtidos apontaram a existência de um impacto negativo da maternidade sobre a participação da mulher no mercado de trabalho. Este impacto parece não variar tanto com o número de filhos e tende a diminuir no ‘longo prazo’. Com relação à jornada de trabalho, obteve-se que as mulheres sem filhos apresentam maiores jornadas de trabalho do que as mulheres com filhos. A magnitude deste diferencial, no entanto, diferentemente do caso da participação, varia com o número de filhos e é maior no ‘longo prazo’. Para o salário-hora, os resultados indicaram que, no longo prazo, a taxa de salário-hora obtida pelas mulheres sem filhos parece não diferir daquela obtida pelas mulheres com filhos, uma possível evidência que a saída do mercado de trabalho em razão da maternidade não afeta os rendimentos futuros.

Palavras-chave: engajamento da mulher, fecundidade, natimorto.

## Abstract

The purpose of this paper is to evaluate the impact of motherhood on the engagement of women in the labor market. To deal with the endogeneity inherent to the relation children-engagement, the event of ‘stillborn’ was used as an instrument to fertility. In addition to the traditional estimation methods, matching methods were also considered. The results obtained indicate that motherhood has a negative effect on women participation on the labor market. This impact seems not to vary with the number of children and tends to reduce in the ‘long run’. The estimates show too that women with no children work more than women that have children. The differential varies with the number of children and is bigger in the long run – different results are obtained if compared with estimates about participation. Finally, the results indicate that motherhood does not affect the wage-hour in the long run.

Key words: women engagement, fertility, stillborn.

# A Maternidade e a Mulher no Mercado de Trabalho: Diferença de Comportamento entre Mulheres que têm e Mulheres que não têm filhos

Elaine Toldo Pazello  
FEA-RP/USP  
Reynaldo Fernandes  
ESAF e FEA-RP/USP

## Introdução

O crescimento da participação da mulher no mercado de trabalho é um dos fatos empíricos mais bem evidenciados. Para se ter uma idéia, no Brasil, entre 1982 e 1997, a taxa de participação na força de trabalho das mulheres como um todo cresceu 35%, sendo este crescimento ainda maior para os grupos de mulheres mais jovens e mais educadas. Nesta linha, diversos estudos têm procurado identificar os fatores determinantes deste novo comportamento da mulher. O aumento da qualificação profissional, entre outros, tem sido apontado como um elemento importante que tem contribuído de forma decisiva para a maior participação feminina no mercado de trabalho<sup>1</sup>.

Num modelo tradicional de oferta de trabalho individual, os indivíduos maximizam uma função utilidade sujeito a uma restrição orçamentária (o montante gasto com bens e serviços deve ser igual ao que ele recebe no mercado de trabalho, dado o salário horário) de forma a decidir como alocar o seu tempo disponível entre trabalho e lazer<sup>2</sup>. Os fatores que influenciam esta decisão, no entanto, podem ser muito diferentes para homens e mulheres. Por exemplo, a presença de filhos pequenos pode ser um fator limitante maior para a presença da mulher no mercado de trabalho do que para os homens.

O objetivo deste estudo é mensurar o impacto da maternidade sobre o engajamento da mulher no mercado de trabalho. O entendimento desta relação é importante por um número de razões. Primeiramente, a relação entre filhos e engajamento pode ajudar a explicar a maior participação da mulher no mercado de trabalho a partir dos anos 50: um menor número de filhos<sup>3</sup> estaria relacionado a um maior engajamento no mercado de trabalho. Em segundo lugar, o papel da maternidade sobre o engajamento da mulher no mercado de trabalho poderia ser um dos fatores que estaria explicando o diferencial de salário e de ocupações entre homens e mulheres, questão ainda em aberto na literatura. O interesse na relação entre filhos e engajamento também vem aumentando devido ao crescente número de modelos que relacionam família e mercado de trabalho e, dentro deste ferramental, o elo entre a participação da mãe e o número de filhos tem destaque<sup>4</sup>.

De acordo com a teoria econômica, pode-se definir o impacto da maternidade sobre a oferta de trabalho da mulher como o resultado líquido dos efeitos *renda* e *substituição* que seguem o nascimento do filho. A renda familiar *per capita* cai quando uma nova criança é incorporada à família, assim o *efeito renda* seria positivo sobre a participação da mulher no mercado de trabalho. O *efeito substituição*, por sua vez, está

---

<sup>1</sup> Para um *survey* de estudos empíricos sobre a oferta de trabalho feminina, ver Killingsworth and Heckman (1986). Para o Brasil, ver, entre outros, Scorzafave e Menezes-Filho (2001) e Soares e Izaki (2002).

<sup>2</sup> Lazer inclui todas as atividades realizadas fora do mercado de trabalho, por exemplo, o trabalho doméstico.

<sup>3</sup> A taxa de fecundidade diminuiu significativamente ao longo dos últimos anos. No Brasil, segundo dados do Censo Demográfico do IBGE, em 1970, uma mulher, em idade fértil, tinha em média 5,8 filhos; em 2002, este número caiu para 2, ou seja, uma redução de 60%.

<sup>4</sup> A composição etária dos filhos na família, por exemplo, deve influenciar as estimativas do trabalhador adicional (*added work effect*).

diretamente relacionado ao custo de oportunidade da mãe. Dependendo do salário auferido no mercado de trabalho, a mulher pode preferir substituir trabalho no mercado por trabalho doméstico, onde se inclui 'cuidar dos filhos'. Assim, o efeito substituição seria negativo<sup>5</sup>. De outra forma, utilizando a modelagem de Becker (1965), quanto maior o rendimento do trabalho, maior o custo relativo do tempo e dos bens intensivos em tempo. Considerando-se que a atividade relacionada a cuidados com os filhos é intensiva em tempo, menor seria o número desejado de filhos<sup>6</sup>. Geralmente, acredita-se que o efeito substituição seja o vencedor, isto é, que a maternidade tenha um efeito negativo sobre a oferta de trabalho da mulher.

Medir o impacto da maternidade sobre o engajamento da mulher, no entanto, não é uma tarefa fácil. A endogeneidade presente na relação filhos-engajamento não permite comparar o comportamento no mercado de trabalho de uma mulher que tenha filhos com o de outra que não tenha filhos. Além da simultaneidade entre os dois eventos (ter filhos e trabalhar), mulheres diferentes podem ter preferências distintas com relação a filhos e trabalho. Assim, existem mulheres que preferem ter filhos a trabalhar, da mesma forma que, existem mulheres que preferem trabalhar a ter filhos. A comparação entre estes grupos implicaria numa relação negativa entre a fecundidade e a oferta de trabalho, mesmo sem qualquer efeito causal de filhos sobre o engajamento. Nos primeiros trabalhos a respeito da relação entre a fecundidade e a oferta de trabalho da mulher, de acordo com a abordagem da economia, o número de filhos era fator explicativo da oferta de trabalho da mulher. Por outro lado, no campo da demografia, o salário ou outra medida de oferta de trabalho da mulher era determinante da fecundidade. Isto mais do que evidencia que qualquer análise causal entre fecundidade e engajamento deve ser vista com cautela.

Um método bastante utilizado para tratar o problema da endogeneidade da variável de fecundidade nas equações de engajamento da mulher no mercado de trabalho é o de variáveis instrumentais<sup>7</sup>. Entretanto, encontrar 'instrumentos' para a fecundidade, que preencham ao mesmo tempo os requisitos de ser exógeno e de ter alto poder explicativo, não é uma tarefa simples. Alguns instrumentos, como por exemplo, religião, grupo étnico, número de irmãos da mãe, a opinião da mãe sobre o tamanho ideal da família e duração do casamento, são correlacionados com a fecundidade, mas é difícil de se argumentar que eles não tenham nenhum efeito sobre o comportamento da mulher no mercado de trabalho por outra via que a fecundidade.

Nesta linha, na literatura internacional, seguem, dentre outros, os trabalhos de Rosenzweig e Wolpin (1980), Bronars e Grogger (1994) e Gangadharan e Rosenbloom (1996) que utilizam a ocorrência de gêmeos como uma variação exógena na fecundidade; ou de Angrist e Evans (1998) e Iacovou (2001) que usam a preferência dos pais por uma composição mista de filhos ('um menino e uma menina') como instrumento para número de filhos.

O objetivo do artigo é mensurar o impacto da maternidade, especificamente comparando-se mulheres com e sem filhos, sobre as variáveis de mercado de trabalho da mulher. Como nos trabalhos citados anteriormente, recorre-se a um instrumento para lidar com a endogeneidade da relação filhos-engajamento. Utiliza-se a ocorrência de

---

<sup>5</sup> Mincer (1963) foi o primeiro autor a derivar a relação negativa entre o custo de oportunidade da mãe (medido pela taxa de salário) e a fecundidade.

<sup>6</sup> Willis (1973) aplica o modelo de alocação de tempo de Becker para considerar a demanda das famílias por filhos. Seus resultados empíricos mostram que quanto maior o estoque de capital humano da mulher, menor o número desejado de filhos.

<sup>7</sup> Uma outra solução possível seria estimar os determinantes da fertilidade e oferta de trabalho dentro de um ferramental de equações simultâneas.

natimortos. A idéia é comparar uma mulher que tenha um ou mais filhos com outra que não tenha filhos mas que teve pelo menos um filho que nasceu morto (isto é, tentou ter filhos mas não conseguiu). A hipótese que está sendo assumida é que estas duas mulheres têm preferências *ex-antes* semelhantes visto que as duas ficaram grávidas, ou seja, desejaram ter filhos. Iacovou (2001) chama a atenção para a potencialidade dos instrumentos deste tipo, isto é, instrumentos relacionados à presença de problemas de fertilidade, os quais são pouco utilizados em razão de se tratar de eventos raros.

Pode-se argumentar que a ocorrência de filhos natimortos esteja correlacionada com a renda e, então, que o instrumento utilizado não seria de fato exógeno. Porém, como será discutido adiante, as características observáveis que determinam renda serão controladas. Além disso, é importante destacar que os resultados obtidos serão ‘resultados médios’. O fato da informação a respeito da data do evento natimorto não ser conhecida, não permite que sejam diferenciados os impactos de curto-prazo – que no caso seria o resultado da comparação do engajamento no mercado de trabalho entre mulheres que tiveram filhos recentemente e mulheres que sofreram a perda do filho recentemente – daqueles de longo-prazo.

Este estudo contribui com a literatura relacionada de duas formas: primeiro, ao propor um novo instrumento para a fecundidade, visto que tal estratégia (ocorrência de natimortos), pelo que temos conhecimento, ainda não foi utilizada na literatura; segundo, o artigo avalia o impacto da maternidade comparando-se mulheres com e sem filhos, algo também ainda não explorado. Na maior parte dos artigos, a comparação é entre mulheres com filhos<sup>8</sup>.

O artigo está dividido em mais quatro seções além desta introdução. A segunda seção descreve os dados utilizados no exercício empírico. A terceira seção discute a metodologia empregada. A quarta seção apresenta os resultados obtidos. E, por fim, a quinta seção tece os comentários finais.

## 2 Dados

Os dados utilizados são da Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílio, PNAD, do IBGE, no período de 1992 a 1999. Na PNAD, existe um capítulo específico sobre fecundidade, cujas perguntas são respondidas por todas as mulheres moradoras de 15 anos ou mais. A ocorrência de filhos natimortos é um dos temas investigados no capítulo. Pergunta-se: “Até 25/09/XX (3ª semana de setembro do ano de referência) teve algum filho, com sete meses ou mais de gestação, que nasceu morto?” Todas as mulheres que responderam ‘sim’ e que não tiveram nenhum filho nascido vivo foram incluídas no grupo de tratamento. Por outro lado, todas as mulheres que responderam ‘não’ e que já tiveram pelo menos um filho nascido vivo foram incluídas no grupo de controle.

O fato de a gestação ter transcorrido até o sétimo ou mais mês de gestação, diferencia o evento natimorto de um aborto provocado, corroborando a hipótese do

---

<sup>8</sup> Rios-Neto (1996), embora também não compare mulheres com e sem filhos, desenvolve um trabalho diferente. A partir dos dados da PNAD de 1983, este autor avalia o impacto do *status* das crianças sob a participação feminina na PEA. Neste trabalho, utiliza duas variáveis referentes ao passado ocupacional da mulher para controlar para as preferências da mulher com relação ao trabalho. Para captar o status da criança ele trabalha de duas formas: inclui uma variável contínua igual ao número de filhos com idade até 14 anos e mais quatro *dummies* que indicam a idade do filho mais novo no domicílio. Assim, a *dummy* ‘ykid0’ indica domicílios com filhos mais novos com menos de um ano; de forma análoga, tem-se ‘ykid1’ – domicílios com filhos entre 1 e 5 anos; ‘ykid6’ - domicílios com filhos entre 6 e 9 anos; e ‘ykid10’ - domicílios com filhos entre 10 e 14 anos. Isto significa que o *default* desta estimativa inclui tanto os domicílios sem filhos quanto aqueles com filhos maiores de 14 anos.

artigo de que as mulheres desejavam os filhos (pelo menos depois de terem ficado grávidas). Assume-se implicitamente, que a gravidez indesejada é distribuída aleatoriamente entre os grupos.

A princípio, foram consideradas na amostra todas as mulheres da área urbana do país que atendiam a uma das duas condições descritas acima. No caso das mulheres do grupo de controle, para garantir que o componente da família identificado como filho fosse efetivamente filho do casal ou do chefe quando o cônjuge não estava presente, excluiu-se os casos em que a diferença entre a idade da mãe e a do filho mais velho era inferior a 14 ou superior a 45. Trabalha-se com todas as mulheres com idade entre 15 e 52 anos. A escolha da idade de 52 anos como limite superior deve-se ao interesse do estudo em avaliar o impacto da maternidade sobre o perfil de engajamento da mulher no mercado de trabalho.

Foram excluídas da amostra as mulheres que tiveram filhos natimortos, mas que tinham filhos. Isto porque o objetivo é associar o evento natimorto a problemas relativos à fertilidade da mulher. Por outro lado, mulheres jovens que tiveram filho natimorto, mas que, possivelmente, ainda possam ter filhos, foram erroneamente incluídas no grupo de tratamento. Em função disto, buscando dar robustez à análise, uma parte dos exercícios empíricos será realizada num primeiro momento para todas as mulheres com idade entre 15 e 52 anos e, num segundo momento, apenas para uma amostra de mulheres com idade entre 40 e 52.

Além disso, foram criados dois grupos de controles: um considerando todas as mulheres que tinham pelo menos um filho e um outro considerando apenas as mulheres que tinham um filho (na verdade, este segundo grupo é um subconjunto do primeiro). O objetivo é avaliar se o impacto da maternidade sobre o engajamento varia com o número de filhos. Se o tempo despendido no cuidado com os filhos não variar significativamente com o número de filhos, o impacto da maternidade sobre o engajamento deve ser parecido para os grupos. Esta diferenciação entre os grupos de controle será considerada apenas para o grupo de análise principal que inclui as mulheres com idade entre 15 e 52 anos.

A tabela a seguir apresenta algumas características descritivas dos grupos de tratamento e controle. Apenas nas estimativas para a amostra 1, o teste t apontou para uma diferença negativa da idade entre as mulheres do grupo de tratamento e as do grupo de controle. Para as demais amostras, tal diferença mostrou-se significativamente positiva. Este resultado indica que a inclusão de mulheres jovens no grupo de tratamento pode estar acontecendo. Como também imaginado, as mulheres do grupo de controle, independente da amostra, são mais educadas e possuem maior renda familiar e maior renda do não trabalho<sup>9</sup>. Esta é uma forte evidência de que a ocorrência de natimortos está associada às características de pobreza. Com relação às características específicas do mercado de trabalho, observa-se diferença de comportamento apenas em se tratando da amostra 1 para a variável de jornada de trabalho. Neste caso, as mulheres do grupo de tratamento apresentam maiores jornadas de trabalho relativamente às mulheres do grupo de controle.

---

<sup>9</sup> A renda do não trabalho corresponde à diferença entre a renda familiar e os rendimentos da mulher.

Tabela 1: Descrição das características observáveis dos grupos  
(médias dos anos, 1992-1999)

Variáveis	Mulheres com idade entre 15 e 52 anos						Mulheres com idade entre 40 e 52 anos		
	controle inclui 'mães com pelo menos um filho' - Amostra 1			controle inclui 'mães com apenas um filho' – Amostra 2			controle inclui 'mães com pelo menos um filho' - Amostra 3		
	Tratamento	Controle	Teste de Média	Tratamento	Controle	Teste de Média	Tratamento	Controle	Teste de Média
Idade	31 (9,99)	32 (8,13)	Rejeita H <sub>0</sub>	30,89 (9,99)	28,39 (8,19)	Rejeita H <sub>0</sub>	45,88 (3,78)	44,13 (3,38)	Rejeita H <sub>0</sub>
Anos de Estudo	6,44 (4,25)	6,88 (4,11)	Rejeita H <sub>0</sub>	6,44 (4,25)	7,47 (3,93)	Rejeita H <sub>0</sub>	5,7 (4,86)	7,47 (4,76)	Rejeita H <sub>0</sub>
Salário*	423,61 (638,55)	443,94 (698,35)	Não Rejeita H <sub>0</sub>	423,61 (638,55)	434,80 (653,46)	Não Rejeita H <sub>0</sub>	538,69 (839,51)	636,39 (950,35)	Não Rejeita H <sub>0</sub>
Jor. De Trabalho*	37,48 (14,96)	35,60 (15,92)	Rejeita H <sub>0</sub>	37,48 (14,96)	37,22 (15,18)	Não Rejeita H <sub>0</sub>	38,37 (15,91)	36,17 (15,27)	Não Rejeita H <sub>0</sub>
Salário-Hora*	11,91 (21,22)	13,18 (25,71)	Não Rejeita H <sub>0</sub>	11,91 (21,22)	12,65 (23,33)	Não Rejeita H <sub>0</sub>	15,4 (25,95)	18,76 (31,23)	Não Rejeita H <sub>0</sub>
Renda do Não Trab (R\$ 1999)	465,94 (746,46)	694,31 (1253,77)	Rejeita H <sub>0</sub>	700,66 (1041,97)	763,25 (1332)	Rejeita H <sub>0</sub>	430,75 (792,42)	1173,59 (1855,47)	Rejeita H <sub>0</sub>
Renda Familiar (R\$ 1999)	700,66 (1041,97)	930,05 (1548,19)	Rejeita H <sub>0</sub>	465,94 (746,46)	529,73 (1061,81)	Rejeita H <sub>0</sub>	815,2 (1303,53)	1606,54 (2280,85)	Rejeita H <sub>0</sub>
Nº de observ.	874	254.238	-	874	86.382	-	194	49.752	-

\*Para estas variáveis o número de informações é menor do que o apresentado na última linha porque apenas as mulheres ocupadas respondem a tais questões.

Foram feitos testes t 'bi-caudais' de diferenças de médias entre amostras independentes, supondo-se variâncias desiguais, sendo h<sub>0</sub>: tratamento – controle = 0. O nível de confiança considerado para rejeição é de 10%.

Grupo de Tratamento = mulheres sem filhos mas que tiveram pelo menos um filho que nasceu morto.  
Grupo de Controle = mulheres com pelo menos um filho (ou mulheres com apenas um filho) que nunca tiveram filhos natimortos.

Desvio-Padrão entre parênteses.

A tabela 2, a seguir, apresenta a distribuição dos grupos de controle e tratamento, segundo características binárias relacionadas à região, raça, status conjugal, condição de atividade e ocupação. Comparando as amostras, observa-se que só há consenso – no sentido de que em todas as amostras a hipótese nula de igualdade entre as proporções é ou não rejeitada – para quatro variáveis. São elas: *dummy* para região norte; *dummy* para a região sudeste; *dummy* para cor branca; e, *dummy* para condição de atividade.

As estimativas apontam uma super-representação das mulheres do grupo de tratamento na região norte que poderia ser explicada pelo maior atraso relativo dessa região brasileira frente às demais com relação aos serviços de cuidados das mulheres, especificamente, serviços de pré-natal, de controle de natalidade, etc. Este resultado é mais uma evidência de quão importante é o controle da renda das mulheres nas estimativas que serão realizadas. A maior proporção de não-brancas entre as mulheres do grupo de tratamento é outra evidência à tese de que o evento natimorto esteja

relacionado às características de pobreza. O fato das mulheres do grupo de tratamento apresentarem uma maior representatividade na PEA indica um possível efeito negativo da maternidade sobre a participação. Obviamente que esta diferença pode estar captando outros elementos que não a presença de filhos.

Tabela 2: Distribuição dos grupos segundo critérios de região, de raça, de status marital e de engajamento no mercado de trabalho

Variáveis	Mulheres com idade entre 15 e 52 anos						Mulheres com idade entre 40 e 52 anos		
	controle inclui 'mães com pelo menos um filho' - Amostra 1			controle inclui 'mães com apenas um filho' - Amostra 2			controle inclui 'mães com pelo menos um filho' - Amostra 3		
	Tratamento	Controle	Teste de Média	Tratamento	Controle	Teste de Média	Tratamento	Controle	Teste de Média
Norte	0,084	0,067	Rejeita H <sub>0</sub>	0,084	0,063	Rejeita H <sub>0</sub>	0,093	0,047	Rejeita H <sub>0</sub>
Nordeste	0,308	0,264	Rejeita H <sub>0</sub>	0,308	0,261	Rejeita H <sub>0</sub>	0,278	0,230	Não Rejeita H <sub>0</sub>
Sudeste	0,354	0,363	Não Rejeita H <sub>0</sub>	0,354	0,360	Não Rejeita H <sub>0</sub>	0,428	0,440	Não Rejeita H <sub>0</sub>
Sul	0,161	0,190	Rejeita H <sub>0</sub>	0,161	0,210	Rejeita H <sub>0</sub>	0,155	0,193	Não Rejeita H <sub>0</sub>
Centro Oeste	0,094	0,117	Rejeita H <sub>0</sub>	0,094	0,107	Não Rejeita H <sub>0</sub>	0,046	0,090	Rejeita H <sub>0</sub>
Metropolitana	0,836	0,841	Não Rejeita H <sub>0</sub>	0,836	0,859	Rejeita H <sub>0</sub>	0,835	0,898	Rejeita H <sub>0</sub>
Branca	0,497	0,573	Rejeita H <sub>0</sub>	0,497	0,587	Rejeita H <sub>0</sub>	0,516	0,648	Rejeita H <sub>0</sub>
Cônjuge Presente	0,831	0,820	Não Rejeita H <sub>0</sub>	0,831	0,726	Rejeita H <sub>0</sub>	0,722	0,799	Rejeita H <sub>0</sub>
Ativa	0,654	0,579	Rejeita H <sub>0</sub>	0,654	0,591	Rejeita H <sub>0</sub>	0,696	0,620	Rejeita H <sub>0</sub>
Ocupada*	0,876	0,905	Rejeita H <sub>0</sub>	0,876	0,880	Não Rejeita H <sub>0</sub>	0,956	0,952	Não Rejeita H <sub>0</sub>
Nº de observ.	874	254.238	-	874	86.382	-	194	49.752	-

\*Para esta variável o número de informações é menor do que o apresentado na última linha porque ela diz respeito apenas às mulheres que fazem parte da PEA.

Foram feitos testes de diferenças de proporções, sendo h<sub>0</sub>: tratamento – controle = 0. O nível de confiança considerado para rejeição é de 10%.

Grupo de Tratamento = mulheres sem filhos mas que tiveram pelo menos um filho que nasceu morto. Grupo de Controle = mulheres com pelo menos um filho (ou mulheres com apenas um filho) que nunca tiveram filhos natimortos.

Em se tratando da *dummy* para status conjugal enquanto que nas duas primeiras amostras há uma proporção maior de mulheres com cônjuge no grupo de tratamento (embora este resultado seja estatisticamente significativo somente na amostra 2), na amostra 3 ocorre o inverso, ou seja, há uma proporção maior de mulheres com cônjuge no grupo de controle. Esta aparente contradição provavelmente deve estar relacionada à forma como foram construídos os grupos de tratamento e controle. Como já discutido anteriormente, pode estar acontecendo de mulheres, ainda novas, casadas, não terem tido sucesso nas suas primeiras tentativas de serem mães, mas o que não significa que isto não venha a ocorrer no futuro. Isto explicaria a maior proporção de mulheres com cônjuge no grupo de tratamento. Por outro lado, quando a amostra é restrita apenas às mulheres mais velhas este diferencial deveria deixar de existir. Mas, o que acontece é que ele se inverte. Vários fatores podem estar explicando este resultado. Uma possível explicação deve estar na correlação positiva entre o evento natimorto e as condições de pobreza. O fato de a ‘estabilidade familiar’ ser inversamente relacionada à pobreza, poderia estar explicando a inversão do diferencial.

### 3. Metodologia

Tal como discutido na introdução, o objetivo do artigo é mensurar o impacto da fecundidade sobre o engajamento da mulher no mercado de trabalho. Especificamente, busca-se investigar as diferenças de comportamento no mercado de trabalho entre mulheres que tenham filhos e mulheres que não tenham filhos. As estimativas do artigo concentram-se em três variáveis relacionadas ao mercado de trabalho: participação no mercado de trabalho; jornada de trabalho; e salário-hora. Antes da apresentação dos procedimentos estatísticos, é importante que se discuta a estratégia de identificação adotada.

#### 3.1 Estratégia de Identificação

A estratégia de identificação utilizada no artigo consiste em comparar uma mulher que tenha filho como outra mulher que não tenha filho, mas que tenha tido pelo menos um filho nascido morto. O fato da mulher que não tem filho ter tido pelo menos um filho nascido morto pode ser interpretado como um indicativo de que ela tenha desejado ter filhos, mas que por questões físicas, médicas não conseguiu. Pode ser que as preferências por filhos da mulher cujo filho nasceu morto mudem depois do evento natimorto. No entanto, por hipótese, antes do evento, tais preferências são semelhantes às da mulher cujo filho nasceu vivo. Isto resolve a endogeneidade da decisão de ter filhos.

Em outras palavras, utiliza-se a ocorrência de natimortos como uma *proxy* para problemas de fertilidade. É por esta razão inclusive, que das mulheres que tiveram filhos natimortos, selecionou-se apenas as que disseram nunca ter tido um filho que tenha nascido vivo.

O problema com esta estratégia de identificação é que a ocorrência de natimortos provavelmente está correlacionada com as características de pobreza, como apontado na análise descritiva realizada na seção anterior. Mulheres menos educadas e, na maioria das vezes, mais pobres, geralmente, não fazem o acompanhamento médico adequado durante o período de gestação da criança, seja por falta de recursos ou até mesmo de informação, o que acaba por aumentar a probabilidade de nascimento de natimortos. Isto significa que a ocorrência de natimortos ainda não resolve a endogeneidade existente na relação filhos-engajamento.

Porém, se a ocorrência de natimortos é correlacionada apenas com variáveis observadas que determinam renda (como por exemplo, escolaridade, idade, região etc), a solução é simples: basta condicionar o engajamento da mulher no mercado de trabalho nestas variáveis. Isto é, a hipótese adotada é que dado o conjunto de características observáveis  $X$  e dado que ambas mulheres têm mesmas preferências com relação a filhos (visto que ambas ficaram grávidas), o processo que determina qual das mulheres tem ou não filho é aleatório.

### 3.2 Procedimentos Estatísticos

Primeiramente, as mulheres foram separadas em dois grupos: de um lado as mulheres que já tiveram filhos natimortos e que não tem filhos e do outro as mulheres que nunca tiveram filhos natimortos e que tem pelo menos um filho. Alternativamente, como colocado, criou-se um grupo de controle com as mulheres que nunca tiveram filhos natimortos e que tinham apenas um filho. Seja  $Y$  variável dependente de interesse (participação, jornada de trabalho ou salário-hora), estima-se:

$$Y = \alpha + \beta_1 treat + \sum_{i=2}^{26} \beta_i X_i + \varepsilon \quad (1)$$

onde,  $treat$  é uma *dummy* com valor 1 se a mulher pertence ao grupo de tratamento, ou seja, não tem filho ( $treat$ ). A matriz de covariadas  $X$  inclui as seguintes variáveis: idade corrente da mulher ( $idade$ ), quadrado da idade da mulher ( $idade2$ ), anos de estudo ( $educa$ ), uma *dummy* com valor 1 se a mulher possui cônjuge ( $conj\_pres$ ), uma *dummy* com valor 1 se a mulher mora na área metropolitana do país ( $metro$ ), quatro *dummies* para indicar as macro-regiões, sendo a região sudeste a referência ( $d\_macro_i$ ), seis *dummies* para controlar os anos da PNAD, sendo 1999 a referência ( $d\_ano_i$ ), a variável contínua da renda do não-trabalho, ou seja, a renda familiar exclusive os rendimentos da própria mulher ( $w\_n\_trab$ ) bem como, nove *dummies* para indicar o décimo desta medida de renda ao qual a mulher pertence, sendo o último décimo a referência ( $d\_decil_i$ ). Quando  $Y$  é a probabilidade de participação, assumiu-se que esta fosse descrita por uma função logística.

O coeficiente de interesse é o da variável  $treat$ : um valor positivo para este coeficiente indica que mulheres sem filhos têm, condicional em  $X$ , uma maior probabilidade de participar do mercado de trabalho ou uma maior jornada de trabalho ou que recebem maiores salários.

É interessante observar que o exercício empírico não está trabalhando com o evento natimorto na forma de instrumento, ou seja, a *dummy*  $treat$  entra diretamente nas equações, como descrito em (1). Quando se faz isso, o efeito captado é o do total de filhos. Se a variável ' $treat$ ' fosse utilizada como instrumento para a variável '*número de filhos*', o efeito captado seria 'por filho'<sup>10</sup>. Ao se restringir o grupo de controle apenas às mulheres (que não tinham tido filhos natimortos) que tinham pelo menos um filho, perdeu-se a possibilidade de se trabalhar com o método de variáveis instrumentais. Esta opção não foi, no entanto, arbitrária. Uma das formas de se ter certeza que as mulheres do grupo de controle eram férteis, era justamente a observação da presença de filhos<sup>11</sup>.

<sup>10</sup> Como mostrado em Angrist e Krueger (1999), o coeficiente do impacto do número de filhos instrumentalizado, sobre salário, por exemplo, é igual a razão entre o  $\beta^{MQO}$  da equação onde salário é a variável dependente e o  $\beta^{MQO}$  da equação onde o número de filhos é a variável dependente.

<sup>11</sup> Lembrando que uma das variáveis utilizadas na construção do grupo de controle era a pergunta se a mulher já tinha tido algum filho nascido vivo.

Nas equações para a jornada de trabalho e salário-hora, o efeito marginal da ‘presença de filhos’ é exatamente o coeficiente da variável *treat*. No entanto, para a equação de participação, este efeito não é diretamente captado. Neste caso, então, computou-se o ‘efeito médio do tratamento para os tratados’. A idéia é a seguinte: primeiramente, a probabilidade de participação na amostra foi estimada, com base nos coeficientes do *logit* para todas as mulheres da amostra. Depois, a média destas probabilidades foi calculada somente para as mulheres do grupo de tratamento. Para este mesmo grupo, uma estimativa da probabilidade de participação foi computada, assumindo valor 0 para *dummy ‘treat’* e, então, calculou-se uma nova média. Esta nova média é, na verdade, a estimativa da probabilidade de participar do mercado de trabalho das mulheres que não tem filhos, caso estas tivessem. O resultado de interesse é a diferença entre estas duas médias, com nível de significância baseado no coeficiente da *dummy ‘treat’*.

No caso da análise das variáveis de mercado de trabalho - jornada e salário de mercado da mulher - existe uma dificuldade adicional. Para a probabilidade de participação, todas as mulheres que fazem parte da amostra entram na estimação. No entanto, para as variáveis de jornada e salário-hora, só participarão das estimativas aquelas mulheres que têm horas trabalhadas e/ou remuneração positivas, ou seja, apenas uma parte das mulheres que não tem filhos e apenas uma parte das que tem filhos. Isto é, existe uma seleção em ambos os grupos. Para corrigir este possível viés de seleção utilizou-se o processo de estimação proposto por Heckman<sup>12</sup>. A variável utilizada para identificar a seleção é a renda do não-trabalho. Por hipótese, esta renda não estaria correlacionada com as variáveis não-observáveis que determinam horas trabalhadas e salário da mulher no mercado de trabalho mas estaria correlacionada com sua participação, visto que quanto maior fosse esta renda, menos necessária seria a renda obtida pela mulher no mercado de trabalho e, então, menor seria a probabilidade da mulher estar no mercado de trabalho<sup>13</sup>.

As variáveis incluídas na estimativa da equação de seleção foram: *idade*, *idade2*, *educa*, *conj\_pres*, *metro*, *d\_macro<sub>i</sub>*, *d\_ano<sub>i</sub>*, *w\_n\_trab*, *d\_decil<sub>i</sub>* e *treat*. As variáveis incluídas na equação principal (as variáveis dependentes são as variáveis de interesse, isto é, jornada de trabalho e salário-hora) foram as mesmas que as incluídas na estimativa da equação de seleção com exceção da renda do não-trabalho (*w\_n\_trab*, *d\_decil<sub>i</sub>*).

### 3.3 O procedimento de *matching*

Para dar robustez aos resultados, um procedimento de *matching* também foi realizado. Por definição, o *matching* consiste em ‘parear’ unidades de grupos diferentes que são similares em termos de suas características observáveis. Este procedimento ganhou espaço na literatura ao ser aplicado nas avaliações dos programas de treinamento<sup>14</sup>.

A idéia aqui adotada foi a de ‘encontrar’ para cada mulher que não tivesse filho, mas que tivesse tido pelo menos um filho nascido morto, (ou seja, para cada mulher do grupo de tratamento) uma outra que a representasse na situação de ter tido o filho.

---

<sup>12</sup> Heckman (1979).

<sup>13</sup> O uso da renda do não trabalho como instrumento é mais defensável para o salário-hora do que para a jornada de trabalho. Pode-se pensar que uma maior renda do não trabalho, levaria a mulher a trabalhar menos horas.

<sup>14</sup> Uma aplicação para os EUA é o trabalho de Dehejia and Wahba (1998). Para o Brasil, está o artigo de Fernandes, Menezes-Filho e Zylberstajn (2000) que avaliaram o PLANFOR.

Buscou-se, portanto, selecionar uma subamostra do grupo de controle, de mulheres que fossem ‘exatamente’ iguais (em observáveis) às mulheres do tratamento, a não ser no fato de que as mulheres do grupo de tratamento não têm filhos e as mulheres, dessa sub amostra, têm filhos. Para este novo conjunto de mulheres resultante do *matching*, os exercícios econométricos descritos na subseção anterior são estimados. O objetivo é dar robustez aos resultados, pois a diferença fundamental entre as estimativas de MQO e de *matching* está no processo de ponderação. A hipótese de identificação permanece a mesma<sup>15</sup>.

Como neste exercício empírico, a dimensionalidade do vetor de covariadas é bastante alta, utilizou-se o método do *matching of propensity score*, o qual consiste em parear unidades com base no *propensity score*<sup>16</sup>. Primeiramente, estimou-se para cada uma das mulheres uma probabilidade de pertencer ao grupo de tratamento, no caso, uma probabilidade de não ter filhos mais de ter tido pelos menos um filho natimorto. A partir desta estimativa, escolheu-se para cada mulher do grupo de tratamento uma do grupo de controle que tivesse o *propensity score* igual ao seu. Como nem sempre foi possível encontrar unidades com o mesmo *propensity score*, ‘casou-se/pareou-se’ então, mulheres cujos *propensity scores* fossem o mais próximo possível. Este procedimento é conhecido na literatura como ‘*k-nearest –neighbors matching*’.

A princípio, o pesquisador pode escolher quantos ‘vizinhos’ desejar, podendo inclusive utilizar toda a amostra. Neste último caso, com base numa medida específica de distância, atribuir-se-ia pesos diferentes às unidades não-tratadas a depender de sua distância com relação à unidade tratada<sup>17</sup>. Ao se utilizar apenas 1 vizinho, implicitamente, está se atribuindo peso 1 à observação mais próxima e peso zero às demais. No procedimento aqui empregado trabalhou-se com 1, 5 e 10 vizinhos. Em todos os casos, impôs-se: i) uma distância máxima entre as unidades, isto é, o diferencial dos *propensity scores* entre a unidade tratada e o(s) controle(s) escolhido(s) não poderia ser superior a 0,0001<sup>18</sup>; e, ii) suporte comum, ou seja, os valores mínimo e máximo do *propensity score* dos grupos são os mesmos. Além disso, os procedimentos foram realizados sem reposição, ou seja, cada unidade do controle pôde ser pareada apenas uma vez.

Para a estimativa do *propensity-score*, admitiu-se que a probabilidade da mulher *i* pertencer ao grupo de tratamento seguisse uma função logística, sendo o vetor de regressores (*X*), o mesmo da equação (1) descrito anteriormente, com algumas interações adicionais. Aqui é importante que se faça uma observação.

Uma das formas de se verificar a precisão do *matching* consiste em estimar a mesma equação do *propensity-score* na amostra resultante do *matching*. Se o *matching* foi bem feito, as covariadas devem perder seu poder explicativo. O ponto foi que a forma ‘mais parcimoniosa’ da equação (1) não foi capaz de ‘zerar’ as diferenças observáveis entre os grupos. Especificamente, depois do *matching* ainda havia diferenças significativas nas variáveis ‘idade’ e ‘status conjugal’. Por esta razão, como sugerido em Dehejia and Wahba (1998), interações adicionais entre as variáveis foram incluídas na equação do *propensity score*. Especificamente, foram utilizadas as seguintes interações: (*idade\*conj\_pres*), (*idade2\*conj\_pres*), (*educa\*idade*),

---

<sup>15</sup> Angrist and Krueger (1999).

<sup>16</sup> Rosenbaum and Rubin (1983) mostram que se condicional em *X*, a separação dos indivíduos em tratamento ou controle é aleatória, então, condicional em  $P(X)$  – isto é, no propensity score – tal separação continua sendo aleatória.

<sup>17</sup> Heckman, Ichimura and Todd (1997), Heckman, Ichimura and Todd (1998).

<sup>18</sup> Dehejia and Wahba (1998) testam vários limites; este seria um valor intermediário.

(*educa\*idade2*), (*idade\*macro*), (*idade2\*d\_macro<sub>i</sub>*), (*conj\_pres\* d\_ ano<sub>i</sub>*) e (*educa\*d\_ano<sub>i</sub>*).

Como colocado, os mesmos exercícios econométricos descritos anteriormente também foram feitos para as amostras pareadas (isto é, para as subamostras resultantes dos *matchings*). Como apresentado na seção dois, trabalha-se com três amostras diferentes. Relembrando:

- amostra 1 = inclui todas as mulheres com idade entre 15 e 52 e cujo controle é formado por todas as mulheres que não tiveram filhos natimortos e que tem pelo menos um filho;
- amostra 2 = inclui todas as mulheres com idade entre 15 e 52 e cujo controle é formado por todas as mulheres que não tiveram filhos natimortos e que tem apenas um filho; e
- amostra 3 = inclui todas as mulheres com idade entre 40 e 52 e cujo controle é formado por todas as mulheres que não tiveram filhos natimortos e que tem pelo menos um filho.

Para cada uma das amostras, os procedimentos de *matching* produziram três subamostras, cujos tamanhos dependem do número de ‘vizinhos’ incluídos. Isto significa produzir para cada variável de interesse, nove estimativas do possível impacto da maternidade. Além destas nove estimativas, têm-se, obviamente aquelas derivadas das amostras originais; portanto, doze estimativas.

A priori, a simples comparação, por exemplo, da probabilidade de participação entre os grupos de tratamento e controle nas amostras pareadas forneceria o impacto da maternidade sobre a participação. Estimar os mesmos exercícios econométricos descritos anteriormente nas subamostras significa incluir todo o vetor de covariadas nas estimativas, o que, a princípio, não seria necessário. Este procedimento é, na verdade, outra forma de checar se a composição do grupo de controle está balanceada, isto é, se o *matching* foi realizado com sucesso. Se de fato foi, as diferenças do impacto estimado da maternidade sobre as variáveis dependentes de interesse, não devem variar, entre as estimativas com e sem covariadas. Este procedimento é conhecido como ‘*adjusted matching*’. As estimativas com e sem controles serão apresentadas.

#### 4. Resultados

As equações dos *logits* que serviram de base para os cálculos dos *propensity-scores* utilizados nos *matchings* não são apresentadas no texto por questões relativas à espaço. Estas mesmas equações também foram estimadas para as amostras pareadas como forma de se avaliar o êxito do *matching*. Porém, também devido à restrição de espaço, não são apresentadas no texto. Vale dizer, no entanto, que nas amostras pareadas, em todos os casos, as estatísticas do *Wald test* indicaram que não é possível rejeitar a hipótese nula de que todos os coeficientes conjuntamente são iguais a zero. Uma evidência, portanto, de que o *matching* foi bem feito.

O efeito da presença de filhos na família sobre a probabilidade de participação da mulher está descrito na tabela abaixo. O valor apresentado é o efeito médio do tratamento sobre os tratados (no caso, é como se ‘não ter filho’ fosse o tratamento); corresponde à seguinte diferença: {média das probabilidades de ser ativa das mulheres que não têm filho, no caso de terem filho} – {a média das probabilidades de ser ativa das mulheres que não têm filho}. Um valor negativo para o diferencial indica, portanto, que na situação de não terem recebido o tratamento, ou seja, na situação de terem filho, as mulheres sem filhos apresentariam uma probabilidade de participação no mercado de trabalho menor.

Tabela 3: Impacto da presença de filhos sobre a probabilidade de participação no mercado de trabalho

Variável de interesse =  <b>Probabilidade de participar do mercado de trabalho</b>	<i>Amostra 1: mulheres com idade entre 15 e 52 e cujo controle inclui mulheres que não tiveram natimortos e que tiveram pelo menos 1 filho</i>		<i>Amostra 2: mulheres com idade entre 15 e 52 e cujo controle inclui mulheres que não tiveram natimortos e que tiveram apenas 1 filho</i>		<i>Amostra 3: mulheres com idade entre 40 e 52 e cujo controle inclui mulheres que não tiveram natimortos e que tiveram pelo menos 1 filho</i>	
	Sem covariadas	Inclui covariadas	Sem covariadas	Inclui covariadas	Sem covariadas	Inclui covariadas
Original	-0,0756 (0.000)	-0,1115 (0.000)	-0,0633 (0.000)	-0,1009 (0.000)	-0,0763 (0.000)	-0,0599 (0.000)
<i>matching c/ 1 vizinho</i>	-0,1037 (0.000)	-0,0969 (0.000)	-0,1118 (0.000)	-0,1099 (0.000)	-0,0789 (0.000)	-0,0639 (0.000)
<i>matching com 5 vizinhos</i>	-0,1003 (0.000)	-0,0854 (0.000)	-0,0946 (0.000)	-0,0978 (0.000)	-0,0730 (0.000)	-0,0565 (0.000)
<i>matching c/ 10 vizinhos</i>	-0,1079 (0.000)	-0,1081 (0.000)	-0,0994 (0.000)	-0,1028 (0.000)	-0,0533 (0.000)	-0,0477 (0.000)

P-Value entre parênteses.

Primeiramente, é importante ressaltar que o primeiro valor (‘original + sem covariadas’) para todas as amostras certamente é enviesado: é o diferencial bruto das probabilidades de atividade entre os grupos, sem qualquer controle. Como mostrado na seção descritiva, os grupos são heterogêneos e, este resultado estaria captando outros elementos que afetam a participação além da maternidade. Na tabela 2, apresentada na seção descritiva, o diferencial das taxas de participação entre os grupos seria exatamente o valor apresentado aqui.

A análise da tabela 3 mostra que existe um impacto negativo da maternidade sobre a participação da mulher no mercado de trabalho. Considerando apenas as estimativas quando as covariadas são incluídas, tem-se que, em média, a probabilidade de ser ativa das mulheres sem filhos cairia em -0,1005, -0,1028 e -0,0570 ponto percentual, respectivamente, para as amostras 1, 2 e 3, caso estas tivessem filho. Isto é, na primeira amostra, a probabilidade média de participação das mulheres sem filhos passaria de 65,73% para 55,68% caso estas tivessem filhos; na segunda amostra, passaria de 65,6% para 55,32%; e, na terceira amostra, de 70,29% para 64,59%.

O impacto estimado na amostra 1 é próximo ao da amostra 2. Isto é um indicativo de que há um custo para a mulher em termos de participação no mercado de trabalho quando esta tem filhos, sendo relativamente menos importante para a entrada ou não no mercado, o número de filhos que ela tem. Um outro ponto é o menor diferencial encontrado para a amostra 3. A amostra 3 pode estar captando um efeito de mais longo-prazo da maternidade, se levarmos em conta que as mulheres geralmente buscam ter seus filhos antes dos quarenta anos. Assim, no ‘longo-prazo’, embora continue existindo um diferencial de participação entre mulheres com e sem filhos, este é de menor magnitude. Um ponto interessante é a maior média de participação para as mulheres deste grupo. Ao incluir apenas as mulheres de quarenta anos ou mais, excluiu-

se automaticamente um grande conjunto de mulheres mais jovens que ainda estava em fase de formação e que, portanto, ainda não participavam do mercado de trabalho.

Note que os resultados, com e sem covariadas, nas amostras pareadas são bastante semelhantes. Vale lembrar que esta é outra evidência de que os *matchings* foram realizados com êxito. A maior divergência encontrada foi para as estimativas relativas à amostra 3, quando 5 ‘vizinhos’ são considerados. Para este caso, há uma diferença de impacto da ordem de 0,0165 na direção da estimativa sem controle. Em função desta consistência nos resultados, optou-se por apresentar para as próximas variáveis de interesse apenas as estimativas obtidas quando as covariadas são incluídas nas equações. Note também que os resultados se alteram muito pouco quando 1, 5 ou 10 ‘vizinhos’ são considerados.

As tabelas 4 e 5, a seguir, apresentam as estimativas do impacto da maternidade sobre a jornada de trabalho e salário-hora<sup>19</sup>. A tabela 4 foca os resultados obtidos por Mínimos Quadrados Ordinários e a 5 os obtidos via procedimento de *heckman*.

Tabela 4: Impacto da presença de filhos sobre a jornada de trabalho e salário-hora  
Mínimos Quadrados Ordinários

Estimativas obtidas por Mínimos Quadrados Ordinários	<i>Amostra 1: mulheres com idade entre 15 e 52 e cujo controle inclui mulheres que não tiveram natimortos e que tiveram pelo menos 1 filho</i>	<i>Amostra 2: mulheres com idade entre 15 e 52 e cujo controle inclui mulheres que não tiveram natimortos e que tiveram apenas 1 filho</i>	<i>Amostra 3: mulheres com idade entre 40 e 52 e cujo controle inclui mulheres que não tiveram natimortos e que tiveram pelo menos 1 filho</i>
<b>Ln Jornada de Trabalho</b>			
Original	0,1076 (0,0245)	0,0673 (0,0246)	0,1140 (0,0451)
<i>matching c/ 1 vizinho</i>	0,1195 (0,0396)	0,0327 (0,0376)	0,1038 (0,0747)
<i>matching c/ 5 vizinhos</i>	0,0944 (0,0280)	0,0648 (0,0284)	0,1550 (0,0556)
<i>matching c/ 10 vizinhos</i>	0,0907 (0,0264)	0,0704 (0,0267)	0,1438 (0,0515)
<b>Ln Salário-hora</b>			
Original	0,0328 (0,0336)	0,0121 (0,0340)	-0,0580 (0,0774)
<i>matching c/ 1 vizinho</i>	-0,0415 (0,0501)	-0,0149 (0,0509)	-0,1504 (0,1110)
<i>matching c/ 5 vizinhos</i>	0,0054 (0,0371)	0,0097 (0,0376)	-0,1314 (0,0849)
<i>matching c/ 10 vizinhos</i>	0,0199 (0,0356)	0,0123 (0,0362)	-0,1159 (0,0798)

Desvio-padrão robusto entre parênteses.

<sup>19</sup> Na verdade, sobre o logaritmo da jornada de trabalho e sobre o logaritmo do salário-hora.

Em relação à jornada de trabalho, os resultados obtidos, em quase todos os casos, tanto nas estimativas por mínimos quadrados quanto nas estimativas via *heckman*<sup>20</sup>, indicam que mulheres que não tem filhos trabalham mais. A magnitude do coeficiente, no entanto, difere entre as amostras e, para uma mesma amostra, entre as subamostras resultantes dos *matchings*. Centrando a atenção nas estimativas via *heckman*, a média dos coeficientes para a amostra 1 ficou em 0,126; para a amostra 2, em 0,07; e, para a amostra 3 em 0,147. Dado que o coeficiente associado a *dummy* ‘*treat*’ pode ser visto como o logaritmo da razão da jornada de trabalho das mulheres sem filhos e com filhos, o antilog deste coeficiente é justamente o diferencial entre as jornadas de trabalho dessas mulheres. Por este cálculo, tem-se que as mulheres sem filhos apresentam, em médias, jornadas de trabalho 13%, 7% e 16% maiores do que aquelas estimadas para as mulheres com filhos, respectivamente, nas amostras 1, 2 e 3.

Tabela 5: Impacto da presença de filhos sobre a jornada de trabalho e salário-hora  
**Procedimento de Heckman**

Estimativas obtidas via <b>Procedimento de heckman</b>	<i>Amostra 1: mulheres com idade entre 15 e 52 e cujo controle inclui mulheres que não tiveram natimortos e que tiveram pelo menos 1 filho</i>	<i>Amostra 2: mulheres com idade entre 15 e 52 e cujo controle inclui mulheres que não tiveram natimortos e que tiveram apenas 1 filho</i>	<i>Amostra 3: mulheres com idade entre 40 e 52 e cujo controle inclui mulheres que não tiveram natimortos e que tiveram pelo menos 1 filho</i>
<b>Ln Jornada de Trabalho</b>			
Original	0,1470 (0,0294)	0,0875 (0,0274)	0,1240 (0,0524)
<i>matching</i> c/ 1 vizinho	0,1483 (0,0435)	0,0134 (0,0475)	0,1259 (0,0743)
<i>matching</i> c/ 5 vizinhos	0,1027 (0,0344)	0,0752 (0,0370)	0,1826 (0,0626)
<i>matching</i> c/ 10 vizinhos	0,1074 (0,0328)	0,1026 (0,0347)	0,1560 (0,0592)
<b>Ln Salário-hora</b>			
Original	0,4751 (0,1308)	0,4009 (0,1445)	0,2781 (0,2165)
<i>matching</i> c/ 1 vizinho	0,1865 (0,1529)	0,1538 (0,1166)	-0,0116 (0,1300)
<i>matching</i> c/ 5 vizinhos	0,2368 (0,1069)	0,2299 (0,1112)	0,0010 (0,0922)
<i>matching</i> c/ 10 vizinhos	0,2708 (0,0953)	0,2748 (0,1152)	0,0241 (0,0905)

Desvio-Padrão entre parênteses.

<sup>20</sup> A exceção é para a estimativa relativa a ‘amostra 2, matching com 1 vizinho’.

Diferentemente do resultado obtido para a probabilidade de participação, o resultado de ‘longo-prazo’ (amostra 3) é o de maior magnitude. Isto indica, que embora no ‘longo-prazo’, o diferencial de participação entre mulheres com e sem filhos diminua, um diferencial significativo em termos de jornada de trabalho permanece. A comparação entre as amostras 1 e 2, por sua vez, mostra que, embora um número maior de filhos não afete tanto a participação da mulher no mercado, seu impacto parece ser maior sobre o montante de horas trabalhadas.

Quando a variável de interesse é o salário-hora, alguns pontos devem ser observados. Um primeiro ponto é que a divergência das estimativas entre as amostras e, para uma mesma amostra, entre as subamostras resultantes do *matching*, é maior, relativamente às outras variáveis já analisadas. Em segundo lugar, nota-se que nenhum dos coeficientes obtidos por MQO é estatisticamente significativo. Em se tratando das estimativas via *heckman*, no entanto, o mesmo não acontece. Em terceiro lugar, os coeficientes obtidos a partir do banco original são sempre bem maiores relativamente aos obtidos nas amostras pareadas, embora os desvios padrões sejam parecidos.

Centrando a atenção nas estimativas via *heckman*, chama atenção o fato de que, para a amostra 3, nenhum coeficiente se mostrou estatisticamente significativo, nem quando as estimativas são obtidas a partir do banco original. Ou seja, no ‘longo-prazo’, embora as mulheres sem filhos trabalhem mais horas, a taxa de salário-hora obtida por estas não difere daquela obtida pelas mulheres com filhos. Uma possível evidência de que a saída do mercado de trabalho em razão da maternidade não parece afetar os rendimentos futuros.

Em se tratando das amostras 1 e 2, observa-se que os coeficientes são significativos quando as estimativas são obtidas a partir do banco original ou a partir das amostras pareadas quando 5 ou 10 ‘vizinhos’ são considerados, sendo a magnitude dos primeiros, no mínimo, 46% maior. Trabalhando-se com a média destes impactos e utilizando novamente a idéia do antilog, verifica-se que as mulheres sem filhos recebem salários 39 e 35% maiores relativamente às mulheres com filhos, respectivamente nas amostras 1 e 2. Uma possível explicação para este resultado pode ser buscada no argumento da teoria dos diferenciais compensatórios utilizado para explicar a desigualdade salarial entre homens e mulheres. Para poder conciliar as atividades de cuidados com os filhos com aquelas do mercado de trabalho, as mulheres com filhos aceitariam empregos de jornadas mais flexíveis e/ou mais curtas (como as estimativas aqui obtidas apontaram), que em geral pagam menores salários.

O fato do diferencial de salário deixar de existir no longo-prazo, embora permaneçam as diferenças de jornadas de trabalho entre mulheres com e sem filhos, no entanto, nos faz ‘abandonar’ a argumentação baseada na teoria dos diferenciais compensatórios. Uma outra possibilidade é que quando a mulher volta ao mercado de trabalho depois de um tempo após o nascimento do filho, o diferencial de produtividade desta com relação às que ficaram seja grande, mas esse tende a desaparecer com o tempo.

#### **4. Comentários Finais**

O objetivo deste artigo foi mensurar o impacto da maternidade sobre o engajamento da mulher no mercado de trabalho, comparando-se mulheres com e sem filhos. Em razão da endogeneidade existente na relação filhos-engajamento esta tarefa não é tão fácil. No artigo explorou-se a ocorrência de natimortos como estratégia de identificação. Como forma de dar robustez às estimativas, métodos tradicionais e de *matching* são utilizados.

Os resultados obtidos apontaram a existência de um impacto negativo da maternidade sobre a participação da mulher no mercado de trabalho. Este impacto parece não variar tanto com o número de filhos e tende a diminuir no ‘longo prazo’. Com relação à jornada de trabalho, obteve-se que as mulheres sem filhos apresentam maiores jornadas de trabalho do que as mulheres com filhos. A magnitude deste diferencial, no entanto, diferentemente do caso da participação, varia com o número de filhos e é maior no ‘longo prazo’.

Por fim, para o salário-hora, os resultados (via *heckman*) indicaram que, no longo prazo, a taxa de salário-hora obtida pelas mulheres sem filhos parece não diferir daquela obtida pelas mulheres com filhos, uma possível evidência que a saída do mercado de trabalho em razão da maternidade não afeta os rendimentos futuros. Porém, nas amostras 1 e 2, as quais incluem as mulheres com idade entre 15 e 52 e, que portanto, fornecem o impacto médio sobre a variável de interesse, os resultados apontaram na direção da existência de um diferencial salarial a favor das mulheres sem filhos. Talvez, para poder conciliar as atividades de cuidados com os filhos com aquelas do mercado de trabalho, as mulheres com filhos aceitem menores salários-hora desde que o posto de trabalho ofereça jornadas mais flexíveis e/ou mais curtas (como as estimativas obtidas para a jornada de trabalho apontaram).

O fato do diferencial de salário deixar de existir no longo-prazo, embora permaneçam as diferenças de jornadas de trabalho entre mulheres com e sem filhos, no entanto, nos faz ‘abandonar’ a argumentação com base na teoria dos diferenciais compensatórios. Uma outra possibilidade é que quando a mulher volta ao mercado de trabalho depois de um tempo após o nascimento do filho, o diferencial de produtividade desta com relação às que ficaram seja grande, mas esse tende a desaparecer com o tempo. É importante destacar que este é um resultado para o conjunto de todas as mulheres; impactos diferentes poderiam ser obtidos, por exemplo, caso as estimativas fossem diferenciadas pelo nível de qualificação da mulher. No caso das mulheres mais educadas, o custo de oportunidade da saída do mercado de trabalho poderia ser maior.

## Referências Bibliográficas

ANGRIST, J. D. and EVANS, W. N. Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size. *The American Economic Review*, vol.88, nº 3, 1998.

ANGRIST, J. and KRUEGER, A. Empirical strategies in labor economics. In: ASHENFELTER, O. and CARD, D.. *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A. Elsevier, 1999.

BECKER, G.. A theory of the allocation of time. *Economic Journal*, 75, 1965.

BRONARS, S. G. and GROGGER, J. The Economic Consequences of Unwed Motherhood: Using Twin Births as a Natural Experiment. *The American Economic Review*, vol. 84, nº 5, 1994.

DEHEJIA, R.H. and WAHBA, S. Propensity score matching methods for non-experimental studies causal studies. *NBER Working Paper Series*, n. 6829. Cambridge, 1998.

FERNANDES, R., MENEZES-FILHO, N. A. e ZYLBERSTAJN, H. *Avaliando o Planfor*. Mimeo, 2000.

GANGADHARAN, J. and ROSENBLOOM, J. L. The effects of child-bearing on married women's labor supply and earnings: using twin births as a natural experiment. *NBER Working Paper Series*, nº 5647. Cambridge, MA, 1996.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, vol.47, nº 1, 1979.

HECKMAN, J., ICHIMURA, H. and TODD, P. Matching as an econometric evaluation estimator. *The Review of Economic Studies*, 65, 1998.

HECKMAN, J., ICHIMURA, H. and TODD, P. Matching as an econometric evaluation Estimator: evidence from evaluating a job training programme. *The Review of Economic Studies*, 64, 1997.

IACOVU, M. Fertility and female labour supply. *ISER Working Papers*, nº. 19, UK, 2001.

KILLINGSWORTH, M. R. and HECKMAN, J. J. Female Labor Supply: A Survey, in Orley Ashenfelter and Richard Layard , eds., *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, 1986.

ROSEMBAUM, P. E RUBIN, D. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, *Biometrika*, vol. 70, 1983.

RIOS-NETO, E. L. G. O impacto das crianças sobre a participação feminina na PEA: o caso das mulheres casadas urbanas. In: *X Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Belo Horizonte: ABEP, 1996.

ROSENZWEIG, M. R. and WOLPIN, K. I. Life-Cycle Labor Supply and Fertility: Causal Inferences from Household Models. *Journal of Political Economy*, vol. 88, nº 2, 1980.

SCORZAFAVE, L. G. e MENEZES-FILHO, N. A. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.31, n.3, p.441-478. Rio de Janeiro, 2001.

SOARES, S. e IZAKI, R. S. A participação feminina no mercado de trabalho. *Texto para Discussão do IPEA*, n. 293. Rio de Janeiro, 2002.

WILLIS, R. J.. A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior. *Journal of Political Economy*, vol. 81, nº 2, 1973.