

## TEXTO PARA DISCUSSÃO

No. 534

Os efeitos da licença maternidade sobre  
o salário e o emprego da mulher no  
Brasil

Sandro Sacchet de Carvalho  
Sergio Firpo  
Gustavo Gonzaga



# Os Efeitos da Licença Maternidade sobre o Salário e o Emprego da Mulher no Brasil

*Sandro Sacchet de Carvalho*  
(Departamento de Economia, PUC-Rio)

*Sergio Firpo*  
(Departamento de Economia, PUC-Rio)

*Gustavo Gonzaga*  
(Departamento de Economia, PUC-Rio)

Setembro de 2006

## **Resumo**

Esse artigo tem como objetivo estimar os efeitos da mudança na legislação de licença maternidade sobre os salários e o emprego da mulher no Brasil. Em particular, analisamos os impactos da elevação do período de licença de 12 semanas para 120 dias, determinada pela Constituição Federal de 1988. De acordo com a literatura teórica, o efeito do aumento do período de licença é ambíguo. É de se esperar, por um lado, que o aumento tenha efeitos negativos sobre a demanda por trabalho na medida em que eleva o custo dos empregadores. Por outro lado, a nova legislação pode aumentar a oferta de trabalho e ter efeitos positivos sobre os salários ao evitar que as mulheres se retirem do mercado de trabalho cada vez que tenham um filho, preservando o capital humano específico à empresa acumulado dessas trabalhadoras. Utilizamos uma simples metodologia de diferenças-em-diferenças com base em dados da Pesquisa Mensal de Emprego entre 1986 e 1991. Analisamos as variações nos salários e no emprego ocorridas entre os períodos antes e após a Constituição de 1988, de mulheres em idade fértil (o grupo de tratamento) em relação a dois grupos de controle: homens na mesma faixa etária e mulheres em idade não-fértil. Os resultados mostram que o aumento da licença não teve impactos significantes sobre salários. Também não foram encontrados indícios de que o aumento da licença tenha elevado a retenção das mulheres no mercado de trabalho, mesmo no caso das trabalhadoras mais educadas. Os resultados da extensão da licença para 120 dias sobre o emprego também foram insignificantes.

## **Abstract**

This paper aims to estimate the effects of maternity leave legislation in women's wages and employment in Brazil. We analyze the impact of an increase in the leave period, which was raised from 12 weeks to 120 days, as prescribed by the Federal Constitution of 1998. According to the theoretical literature, the effect of the legislation is ambiguous. One should expect that the leave would have negative effects on labor demand to the extent that it raises labor costs. On the other hand, the legislation is expected to increase labor supply and can have positive effects on wages if it avoids that women leave the labor market each time they have a child, therefore increasing the firm-specific human capital of these workers. We use a simple difference-in-differences methodology applied to data from *Pesquisa Mensal de Emprego* between 1986 and 1991. We compare the changes in wages and employment between the periods before and after the 1988 Constitution of women in fertile ages (our treatment group) with those of two control groups: men at the same ages and women in non-fertile ages. The results show that the leave increase had no significant impact on wages. We also find no signs that the leave increase raised women's retention in the labor market, even in the case of the more educated female workers. The results also show insignificant impact in women's employment.

## **Classificação JEL: J7**

**Palavras-chave:** *licença maternidade, salário da mulher, emprego da mulher*

## 1- Introdução

Desde 1919, a Convenção 003 da Organização Internacional do Trabalho recomenda que seus países membros ofereçam às mulheres algum tipo de licença maternidade. De fato, a crescente participação das mulheres no mercado de trabalho ao longo do século passado levou a maior parte dos países a estabelecer mudanças na legislação trabalhista que visavam proteger as mulheres no mercado de trabalho durante o período de gravidez e após o nascimento da criança.

Por outro lado, observa-se na maioria dos países um diferencial de rendimentos por gênero, mesmo após controlar para características observáveis. Apesar de esse diferencial estar em declínio em diversos países, ainda persiste e varia substancialmente entre os países (Blau e Kahn, 2003). A literatura internacional, em particular no caso norte-americano, mostra que as mudanças na experiência das mulheres no mercado de trabalho foram extremamente importantes para explicar a redução do diferencial de rendimentos por gênero a partir da década de 70 (Blau e Kahn, 1997; Altonji e Blank, 1999). Já nos estudos sobre o caso brasileiro, a maior parte do diferencial de rendimentos por gênero é atribuída à discriminação salarial ou ocupacional (Leme e Wanjman, 2000), sendo que a queda da desigualdade salarial ao longo do tempo é também atribuída à queda da discriminação (Leme e Wanjman, 2001).

A legislação sobre licença maternidade pode ter um papel fundamental na explicação desses diferenciais de rendimento, justamente porque, em nossa sociedade, ainda cabe às mulheres uma parcela maior da responsabilidade de cuidar dos filhos, especialmente dos recém-nascidos, o que faz com que muitas trabalhadoras apresentem uma participação intermitente no mercado de trabalho. Esse padrão de inserção da mulher no mercado de trabalho tende a reduzir os salários das mulheres, uma vez que: reduz o investimento das mulheres em capital humano; diminui as ofertas salariais às mulheres em ocupações com altos custos de treinamento; e leva as empresas a alocar as trabalhadoras com maior probabilidade de desligamento em ocupações com menor treinamento e menores possibilidades de ascensão (Royalty, 1998).<sup>1</sup>

A legislação referente à licença maternidade pode alterar esse padrão de inserção da mulher no mercado de trabalho e evitar a decisão de se retirar da força de trabalho após o nascimento de um filho, o que provavelmente tem impactos sobre os salários e o emprego das trabalhadoras. Não obstante, os efeitos da provisão de tais benefícios têm recebido pouca

---

<sup>1</sup> Para evidências sobre o comportamento intermitente das mulheres no mercado de trabalho, ver Corcoran e Duncan (1979), Meitzen (1986) e Royalty (1998).

atenção na literatura econômica, e em particular nenhuma atenção na literatura brasileira. Em recente estudo para o caso brasileiro, Pazello e Fernandes (2004) mostram que políticas que afetam conjuntamente a decisão das mulheres de ter filhos e participar da força de trabalho devem ser relevantes, pois os autores documentam haver, ao menos no curto prazo, um efeito da maternidade sobre a participação no mercado de trabalho.

Esse artigo busca contribuir para o entendimento dos efeitos que a legislação referente à licença maternidade tem sobre as mulheres no mercado de trabalho, procurando determinar os impactos do aumento do período de licença maternidade no Brasil, de 12 semanas para cento e vinte dias (um aumento de 43%), proporcionado pela Constituição Federal de 1988 sobre o salário e o emprego das mulheres.

Para tanto, utilizamos a base de dados da Pesquisa Mensal de Emprego entre 1986 e 1991, e empregamos uma metodologia de diferenças-em-diferenças que explora o fato de que a alteração constitucional teve diferentes efeitos entre os grupos de trabalhadores. Em particular, analisamos as variações nos salários e no emprego ocorridas entre os períodos antes e após a Constituição de 1988, de mulheres em idade fértil em relação a dois grupos de controle: homens na mesma faixa etária e mulheres em idade não-fértil.

Os resultados mostram que os efeitos do aumento do período de licença maternidade sobre os salários e o nível de emprego das mulheres afetadas foram bastante reduzidos, sendo estatisticamente insignificantes na maioria dos casos. A relevância desses resultados está em propiciar evidência empírica de que o aumento do período de licença maternidade produz pouca distorção no mercado de trabalho. Neste sentido, é importante destacar a pequena, porém crescente literatura que indica haver efeitos positivos da licença maternidade sobre a saúde das mães e de suas crianças. Portanto, o aumento do período de licença maternidade no fim dos anos 80 pode ter tido um efeito positivo, ainda que este não tenha sido analisado neste artigo, e de baixo custo em termos da distorção gerada no mercado de trabalho.

Este trabalho está dividido em cinco seções incluindo esta introdução. A seção 2 estabelece algumas considerações teóricas a respeito dos impactos da legislação sobre licença maternidade. A seção 3 faz uma resenha da literatura empírica sobre os efeitos da licença maternidade. A seção 4 discute a metodologia empregada, enquanto a seção 5 mostra os resultados encontrados. Finalmente, a seção 6 apresenta as conclusões.

## 2- Considerações teóricas

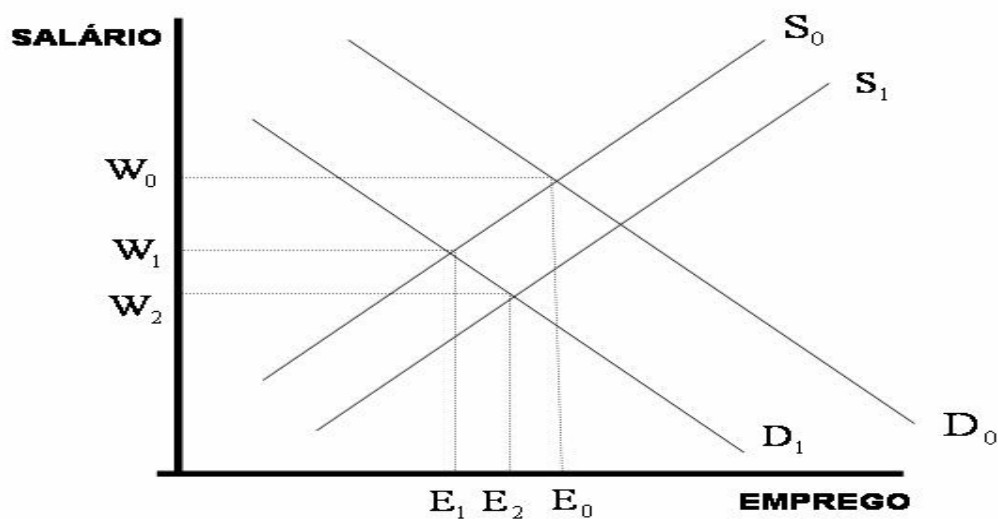
Este capítulo procura delinear os principais aspectos teóricos sobre as conseqüências econômicas da legislação referente à licença maternidade. Os impactos de tal legislação podem ser vistos a princípio como os efeitos de um encargo sobre a folha de pagamentos. A Figura 1 apresenta um simples modelo de oferta e demanda do mercado de trabalho que descreve os potenciais efeitos de um encargo sobre a folha de pagamentos. O eixo horizontal mede o nível de emprego e o eixo vertical mede o salário. A curva positivamente inclinada  $S_0$  representa a oferta de trabalho das trabalhadoras antes do encargo e a curva negativamente inclinada  $D_0$  representa a demanda por trabalho antes do encargo. Dessa forma, o equilíbrio sem a legislação é alcançado em  $(E_0, W_0)$ .

Numa análise tradicional sobre encargos salariais, o encargo imposto à firma reduz a demanda por trabalho, que se desloca para  $D_1$ , reduzindo o salário pago às trabalhadoras para  $W_1$ , e reduzindo o emprego para  $E_1$ . A queda da demanda será tanto maior quanto mais elevados forem os custos para o empregador, que, no caso da licença maternidade, podem compreender o pagamento à beneficiária, além dos custos relativos à contratação, treinamento e salários do trabalhador temporário. Especificamente no Brasil, o pagamento do salário das beneficiárias cabe à Previdência Social (INSS), o que diminui consideravelmente os custos para o empregador. Por outro lado, o aumento do período de licença de pouco menos de três meses para cento e vinte dias pode ter elevado os custos de demissão do empregado temporário, uma vez que o novo período de licença ultrapassa o limite de tempo de experiência de três meses, período no qual não há custos de demissão do trabalhador. De qualquer modo, um recente estudo da OIT mostrou que os dispositivos legais de proteção à maternidade e ao cuidado infantil representam um custo monetário para o empregador relativo à contratação das mulheres de apenas 1,2% da remuneração bruta mensal das mulheres, e 2% na média dos países sul-americanos.<sup>2</sup>

---

<sup>2</sup> O estudo da OIT considera que a principal razão dos custos adicionais oriundos da legislação de proteção à maternidade serem reduzidos está relacionada às características do sistema de seguridade social e da legislação, ou seja, ao fato de os benefícios médicos e monetários associados à maternidade não serem diretamente financiados pelos empregadores, mas sim por fundos públicos (Chile), ou pelos sistemas de seguridade social (Argentina, Brasil, México e Uruguai). Além disso, as contribuições dos empregadores aos sistemas de seguridade social (que

Figura 1: Os efeitos da licença maternidade.



Não obstante, Summers (1989) observa que este tipo de análise não leva em consideração um importante aspecto dos encargos salariais, o de que as receitas são freqüentemente usadas para financiar programas que beneficiam somente os trabalhadores, como benefícios de aposentadoria, seguro desemprego ou, o que mais nos interessa aqui, a licença maternidade. O ponto é que se o benefício (ou parte dele) é direcionado ao trabalhador, cria-se uma importante relação entre o encargo e o benefício. Na presença de tal relação podemos dizer que o encargo está comprando algum benefício. Dessa forma, as trabalhadoras que valorizarem a licença maternidade estarão dispostas a aceitar um salário mais baixo para uma dada quantidade de trabalho ofertada, elevando assim sua oferta de trabalho para  $S_1$ . Como resultado, o emprego cai apenas para  $E_2$ , enquanto que o salário cai ainda mais, para  $W_2$ .

Desta forma, podemos prever que a legislação referente à licença maternidade deve gerar uma queda no salário relativo das mulheres afetadas pela legislação (as mulheres mais jovens) e um efeito ambíguo sobre o emprego, dependendo das elasticidades das curvas de demanda e oferta de trabalho, do custo que recai sobre o empregador e de quanto as trabalhadoras valorizam a licença. De modo geral, abstraindo-se das elasticidades, quando as trabalhadoras valorizam o benefício relativamente menos do que o custo que recai sobre as empresas, o

---

incluem aquelas referentes à maternidade), não estão vinculadas nem ao número nem à idade das mulheres empregadas. Para detalhes da legislação brasileira referente à licença maternidade, ver o Apêndice.

emprego cairá. Se as trabalhadoras valorizam o benefício mais do que este eleva o custo das empresas, o nível de emprego aumentará.

Entretanto, a legislação sobre licença maternidade pode ter efeitos dinâmicos adicionais sobre o salário. Klerman e Leibowitz (1997) destacam o fato de que o direito de retornar ao trabalho após o término da licença tem conseqüências relevantes em mercados de trabalho com relações duradouras de emprego. A trabalhadora que se torna mãe provavelmente irá receber um salário maior no emprego em que trabalhava antes do nascimento da criança do que em um novo emprego, devido ao capital humano específico à empresa acumulado por ela previamente ao nascimento do filho. Portanto, se a legislação referente à licença maternidade viabiliza o retorno aos antigos empregos de trabalhadoras que, na ausência da licença, teriam se retirado da força de trabalho, então tal legislação pode ter um impacto positivo sobre os salários ao elevar o capital humano específico à empresa e, conseqüentemente, a produtividade dessas trabalhadoras. Da mesma forma, podemos esperar efeitos semelhantes para o caso do aumento do período de licença, que é o caso estudado aqui. Se o aumento do período de licença reduz o número de mulheres que se ausentam da força de trabalho em virtude de uma gravidez e eleva o número de mulheres que retornam ao mesmo emprego após o nascimento do filho, então esse aumento do período de licença também terá um efeito positivo sobre os salários, via capital humano específico.

Devemos ressaltar que a licença maternidade só irá aumentar a retenção das mulheres no mercado de trabalho na proporção que o capital humano específico à empresa for relevante, isto é, na medida em que seja melhor para a trabalhadora retornar ao antigo emprego do que começar numa nova firma. Portanto, espera-se encontrar efeitos sobre os salários no longo prazo de forma diferenciada por grupos de escolaridade, sendo que é razoável supor que os impactos sobre as trabalhadoras mais educadas sejam maiores em virtude do maior capital humano específico à empresa acumulado, em geral, por esse grupo de mulheres.

### **3- Resenha da literatura sobre os efeitos da licença maternidade**

Os resultados dos estudos empíricos que procuram medir o impacto líquido que a licença maternidade tem sobre a situação da mulher no mercado refletem a magnitude dos efeitos teóricos descritos na seção anterior. Em geral, os efeitos que a licença maternidade causa sobre os salários das trabalhadoras tendem a ser ligeiramente negativos, porém estatisticamente



insignificantes. Por outro lado, os efeitos sobre emprego tendem a ser positivos, mas não significantes no caso norte-americano, onde a licença é curta e não remunerada, o que deve gerar poucos incentivos às mulheres elevarem sua oferta de trabalho.

Waldfogel (1999) usa dados americanos de 1992 e 1995 para analisar os efeitos do *Family and Medical Leave Act* (FMLA)<sup>3</sup>, de 1993, sobre o número de mulheres cobertas pela licença maternidade, a proporção de mulheres em licença, e os níveis de emprego e salários das mulheres. Para tanto, a autora usa um estimador de diferenças-em-diferenças-em-diferenças, comparando as variações nos 39 estados onde não existia nenhuma legislação sobre licença maternidade antes de 1993 com variações nos 11 estados em que já havia alguma legislação para diferentes grupos de tratamento e controle. A autora mostra que o FMLA ampliou a cobertura da licença maternidade e elevou a probabilidade de as trabalhadoras estarem de licença, especialmente as mulheres em idade fértil com filhos com menos de um ano de idade. Entretanto, Waldfogel não encontra evidências significativas de que o FMLA tenha tido algum impacto significativo sobre emprego ou salários para os grupos de tratamento, independentemente do grupo de controle utilizado, o que leva a autora a interpretar que os possíveis efeitos positivos e negativos da legislação tenham se contrabalançado.

Baum (2003) atenta que Waldfogel (1999) não identifica apropriadamente as mulheres cobertas pela legislação e propõe usar uma base de dados longitudinal, que acompanha mulheres entre 1986 e 1994, a fim de melhor identificar as trabalhadoras que se encontram empregadas em firmas atingidas pela FMLA. De forma similar a Waldfogel (1999), o autor identifica os efeitos da licença maternidade comparando mulheres que viviam em estados sem legislação prévia sobre licença maternidade com mulheres que viviam em estados que garantiam o direito a licença antes do FMLA. Os resultados de seus modelos de diferenças-em-diferenças-em-diferenças mostram um efeito positivo sobre emprego, porém não significantes estatisticamente, e um efeito negativo, mas muito pequeno e também insignificante, sobre salários. Como a legislação sobre licença maternidade poderia alterar a curva de oferta de trabalho das mulheres, então, a amostra de mulheres incluídas nas equações de salários poderia sofrer problemas de viés de seleção. Para corrigir tal problema, Baum utiliza o procedimento de dois estágios de Heckman (1979), mas os resultados não foram estatisticamente diferentes dos anteriores. O

---

<sup>3</sup> O FLMA estabelece que empresas com mais de 50 empregados devem fornecer até 12 semanas de licença maternidade não remunerada para suas funcionárias. A lei também prevê que um funcionário pode pedir licença de até 12 semanas para cuidar de um parente doente.

autor interpreta os resultados como consequência do fato de que, como a licença não é remunerada nos EUA, muitas mulheres teriam retornado ao trabalho antes do término do período de licença devido a restrições financeiras, o que diminuiria consideravelmente o custo para os empregadores.

Ruhm (1998) investiga os efeitos da licença maternidade sobre o emprego<sup>4</sup> e o salário da mulher usando dados agregados de nove países europeus para o período de 1969 a 1993. O caso europeu se mostra interessante devido à grande variação do período de licença entre os países e ao longo do tempo. Entre os países analisados pelo autor, a licença variava de 14 semanas no Eire até generosas 64 semanas na Suécia. Outro aspecto importante é que em todos os países da amostra a licença é remunerada, ao contrário dos estudos anteriores que analisaram o caso norte-americano<sup>5</sup>. Controlando para os efeitos específicos de cada país e do tempo o autor estima um modelo de diferenças-em-diferenças-em-diferenças. Os resultados mostram que o direito a licenças curtas (três meses) tem um efeito positivo de 3 a 4% sobre o emprego, porém pouco afeta o salário. Por sua vez, o direito a licenças mais longas (nove meses) eleva o emprego em aproximadamente 4%, enquanto que reduz os salários em 3%.

Zveglic e Rodgers (2003) procuram analisar o impacto da licença maternidade e restrições sobre o número de horas trabalhadas da mulher em Taiwan. Em 1984, o governo de Taiwan aprovou uma legislação trabalhista que, dentre outras coisas, concedia o direito a um período de licença maternidade remunerada de oito semanas, além de proibir o trabalho noturno feminino (entre as 22 e 6 horas) e limitar o número de horas extras das mulheres. A análise usa dados de *cross-sections* repetidas entre 1982 e 1989 para estimar o impacto da legislação sobre salários, horas trabalhadas e emprego da mulher. Como a lei de 1984 exibiu uma diferença de cobertura entre setores industriais, os autores puderam isolar os efeitos da legislação de outros efeitos contemporâneos que afetaram todos os setores igualmente. Os resultados revelam que os efeitos da licença maternidade sobre os salários foram negativos, porém estatisticamente insignificantes, e elevaram em 4,5% as horas trabalhadas e 2,5% o emprego.

Finalmente, é interessante mencionar a parte da literatura internacional que trata dos efeitos de extensões da licença maternidade sobre a saúde das mães e de seus filhos.

---

<sup>4</sup> Mais especificamente, Ruhm investiga o impacto da legislação sobre a proporção do número de mulheres empregadas sobre a PEA.

<sup>5</sup> Ademais, as licenças eram financiadas através de impostos sobre a folha de pagamento e pelo próprio governo. Somente na Dinamarca o empregador era obrigado a pagar diretamente parte do salário da trabalhadora.

Winegarden e Bracy (1995) trazem evidências de um declínio na taxa de mortalidade infantil na Europa devido a aumentos no período da licença maternidade. Ruhm (2000), ao estudar a legislação referente à licença maternidade para 16 países europeus concluiu que 10 semanas extras de licença maternidade podem reduzir em até 2,5% a mortalidade infantil. Há evidências também de melhora em indicadores de saúde das mães, tal como reportado em McGovern et al. (1997), em Chatterji e Markowitz (2004) e em Lero (2003), o qual traz um resumo dos principais resultados empíricos sobre os efeitos sobre saúde de aumentos na licença maternidade.

## **4- Dados e Metodologia**

### **4.1-A Base de Dados**

A análise empírica realizada neste trabalho baseia-se nos dados contidos na Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE. A PME é uma pesquisa domiciliar mensal destinada a coletar dados sobre o mercado de trabalho, realizada nas seis maiores regiões metropolitanas brasileiras: São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador, Porto Alegre e Recife. Uma importante vantagem da PME sobre as outras pesquisas domiciliares disponíveis é que esta pesquisa segue uma estrutura de painel rotativo. Cada domicílio é entrevistado por quatro meses seguidos e então é retirado da amostra por oito meses, após os quais é entrevistado novamente por mais quatro meses. Dessa forma, conseguimos obter até oito observações para o mesmo domicílio ao longo de um período de 16 meses.

Para cada indivíduo, utilizamos todas as entrevistas disponíveis e coletamos informações sobre educação, idade, gênero, região metropolitana e a situação no mercado de trabalho, isto é, se o indivíduo estava empregado, desempregado ou fora da força de trabalho. Se o indivíduo estava empregado, temos informação a respeito do salário mensal, número de horas trabalhadas na semana, posição na ocupação (com carteira, sem carteira, conta-própria, empregador e funcionário público) e ramo de atividade. Para os indivíduos desempregados ou fora da força de trabalho que já tenham trabalhado, temos dados sobre a duração do último emprego, duração do desemprego ou há quanto tempo o indivíduo não trabalha, motivo de saída do emprego e posição na ocupação do último emprego.

O período da amostra é janeiro de 1986 a dezembro de 1991, e usamos dados somente para indivíduos entre 20 e 65 anos de idade. A escolha do período reflete o nosso interesse em analisar os efeitos da mudança, que ocorreu com a promulgação da Constituição de 1988, na legislação referente à licença maternidade.

A Tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas que mostram as características básicas para homens e mulheres de nossa amostra:

Tabela 1: Estatísticas descritivas

	Homens		Mulheres	
	Pré-Constituição	Pós-Constituição	Pré-Constituição	Pós-Constituição
<i>Número de Observações</i>	1.290.510	1.081.802	1.446.525	1.281.619
Proporção na amostra (%)	47,15	47,03	52,85	52,97
Taxa de Participação (%)	88,18	88,81	48,39	49,66
Taxa de Desemprego (%)	3,18	3,69	3,69	3,7
Média do Salário Horário*	5,23	4,2	3,26	2,76
	(9,10)	(7,73)	(5,76)	(4,91)
Média Horas trabalhadas	44,75	43,31	38,88	38,24
	(10,45)	(9,83)	(12,83)	(11,92)
Educação Média	6,77	7,01	6,39	6,74
	(4,36)	(4,36)	(4,37)	(4,41)
Idade Média	36,62	36,76	37,03	37,23
	(12,18)	(12,03)	(12,31)	(12,22)
Posição na Ocupação (%)				
Com Carteira	57,05	54,74	43,56	44,31
Sem Carteira	10,62	10,74	15,11	13,77
Conta-Própria	17,17	19,64	21,48	22,24
Empregador	5,75	6,06	2,13	2,54
Func. Público	9,18	8,62	15,88	15,35
Ramo de Atividade (%)				
Ind. Transformação	26,48	24,62	15,68	14,57
Const. Civil	11,51	12,12	0,68	0,79
Comércio	13,37	14,23	13,08	14,01
Serviços	37,9	38,8	64,92	65,15
<i>Número de ocupados</i>	1.012.856	924.895	674.858	582.149

\* Os valores estão em reais de janeiro de 2002. Desvios padrão entre parênteses.

A Tabela 1 mostra que as mulheres ganham menos que os homens e os rendimentos reais de ambos os grupos apresentaram uma expressiva queda no período após a Constituição. Por sua vez, os homens apresentam uma taxa de participação bem mais elevada, assim como uma maior jornada de trabalho. Entretanto, as taxas de desemprego e as médias educacionais se mostraram bastantes semelhantes entre os gêneros nos dois períodos. A tabela mostra também que os homens se encontram mais representados entre os trabalhadores com carteira e entre os empregadores, enquanto que as mulheres estão mais representadas entre os trabalhadores sem

carteira e entre os funcionários públicos. As mulheres se concentram basicamente no setor de serviços, enquanto os homens estão relativamente mais bem distribuídos entre os ramos de atividade.

## 4.2-Metodologia

### 4.2.1 O método de diferenças-em-diferenças

Para analisar os efeitos do aumento da licença maternidade na Constituição de 1988 sobre as mulheres, empregamos a metodologia de diferenças-em-diferenças. De acordo com essa metodologia, precisamos dividir a população em dois grupos, aqueles que foram afetados pela legislação, isto é, o grupo de tratamento, e aqueles que não foram afetados pela legislação, os grupos de controle. Se essa partição for adequada, as evoluções das variáveis de interesse para os grupos de controle deveriam indicar o que teria acontecido com o grupo de tratamento se a mudança constitucional não tivesse ocorrido.

O parâmetro de interesse no método de diferenças-em-diferenças para os efeitos da mudança constitucional sobre o grupo de tratamento é fornecido pelo coeficiente  $\gamma_3$  da seguinte regressão:

$$Y_{it} = \alpha + \beta W_{it} + \gamma_1 \text{trat}_{it} + \gamma_2 \text{const}_{it} + \gamma_3 \text{trat}_{it} * \text{const}_{it} + u_{it} \quad \text{Eq (1)}$$

onde  $i$  denota o indivíduo,  $t$  denota cada mês,  $Y$  é a variável dependente de interesse,  $W$  é um vetor de características observáveis (educação, idade, região metropolitana e ramo de atividade),  $\text{trat}$  é uma dummy para o grupo de tratamento,  $\text{const}$  é uma dummy para o período de mudança na legislação que é um após novembro de 1988.<sup>6</sup> A variável  $u$  é um índice de variáveis não-observadas que sob a hipótese usual de identificação tem média condicional zero. Neste trabalho estimamos esta equação utilizando as observações agrupadas (*pooling*). Somente usamos a estrutura de painel da PME na tabela 7 e no apêndice onde usamos a metodologia de Hausman e Taylor para averiguar mais a fundo os possíveis efeitos a licença maternidade teve sobre os salários.

---

<sup>6</sup> A Constituição de 1988 foi promulgada em outubro, entretanto, como os dados da PME sempre se referem ao mês anterior, devemos colocar a *dummy* da Constituição em novembro de 1988.

É fácil verificar que, dada a hipótese de identificação, o parâmetro de diferenças-em-diferenças corresponde a:

$$\gamma_3 = E[Y_{it} | W_{it}, trat=1, const=1] - E[Y_{it} | W_{it}, trat=1, const=0] - [E[Y_{it} | W_{it}, trat=0, const=1] - E[Y_{it} | W_{it}, trat=0, const=0]]. \quad \text{Eq (2)}$$

Em outras palavras, a média da diferença antes e após a Constituição para o grupo de tratamento é subtraída da média da diferença antes e após a Constituição para o grupo de controle para remover o viés associado a tendências comuns não relacionadas à intervenção. Esse parâmetro,  $\gamma_3$ , nos dá o efeito médio do tratamento sobre o grupo tratado.

A fim de se avaliar o efeito distributivo do aumento do período de licença maternidade, utilizaram-se regressões quantílicas. Sob a hipótese de que o quantil condicional  $\tau$  de  $Y_{it}$  tenha a forma  $\alpha_\tau + \beta_\tau W_{it} + \gamma_{1,\tau} trat_{it} + \gamma_{2,\tau} const_{it} + \gamma_{3,\tau} trat_{it} * const_{it}$ , o coeficiente  $\gamma_{3,\tau}$ , para  $\tau$  entre 0 e 1, será o parâmetro de interesse. Por exemplo, para  $\tau = 0,5$  temos o caso da mediana:

$$\gamma_{3,0.5} = med[Y_{it} | W_{it}, trat=1, const=1] - med[Y_{it} | W_{it}, trat=1, const=0] - [med[Y_{it} | W_{it}, trat=0, const=1] - med[Y_{it} | W_{it}, trat=0, const=0]]. \quad \text{Eq (3)}$$

#### 4.2.2 A escolha dos grupos de controle e de tratamento e limitações do método de diferenças-em-diferenças

Neste trabalho utilizamos mulheres em idade fértil (entre 20 e 35 anos) que trabalham no setor formal da economia como grupo de tratamento, e dois grupos de controle, a saber: homens entre 20 e 35 anos de idade com carteira assinada e mulheres entre 36 e 65 anos de idade com carteira assinada.<sup>7</sup>

Alguns pontos importantes precisam ser levantados a respeito da validade do método de diferenças-em-diferenças empregado neste artigo. Primeiro, quaisquer outras mudanças na Constituição de 1988 ou nas condições macroeconômicas que tenham afetado diferentemente os

---

<sup>7</sup> Um outro grupo de controle que poderíamos usar seriam as mulheres entre 20 e 35 anos sem carteira assinada. No entanto, a utilização desse grupo de controle apresenta algumas objeções. Na medida em que o mercado de trabalho informal procura emular o setor formal, a alteração constitucional pode ter afetado diretamente as trabalhadoras sem carteira alterando o processo de barganha no setor informal através do efeito da legislação sobre a noção de uma relação de trabalho justa. Ademais, as mudanças que afetam o setor formal tendem a afetar indiretamente o setor informal através dos efeitos sobre as condições gerais do mercado de trabalho. De qualquer forma, resultados não reportados aqui, usando as trabalhadoras sem carteira como grupo de controle, não alteram as conclusões encontradas neste trabalho.

grupos de tratamento e controle serão captados pela estimativa de diferenças-em-diferenças. Para controlar os efeitos das mudanças macroeconômicas que tenham afetado ambos os grupos, introduzimos na equação (1) variáveis *dummy* para cada ano quando apropriado. No entanto, quaisquer mudanças que não tenham atingido os grupos da mesma forma ainda poderão afetar os resultados. Desse modo, o uso de diferentes grupos de controle serve como um teste de robustez dos resultados, de modo que a presença de efeitos diferentes entre os grupos de controle não nos permitiria extrair muitas conclusões a respeito dos efeitos da licença maternidade.<sup>8</sup>

Quanto às outras mudanças constitucionais, podemos argumentar que o aumento da licença maternidade foi a única mudança que teve impacto substancialmente diferente para homens e mulheres, e que o mesmo se aplica quando comparamos mulheres jovens com as mulheres mais experientes. De fato, o aumento da licença maternidade foi a única mudança constitucional que só afetava um grupo específico de trabalhadores do setor formal.<sup>9</sup> Outro ponto importante é que, além de não terem sido afetados pela legislação, os grupos de controle deveriam ter, idealmente, características próximas ao grupo de tratamento.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas para os grupos de controle e tratamento, antes e depois da Constituição de 1988. A Tabela 2 revela que as mudanças nas características antes e depois da Constituição foram bastante semelhantes para os grupos de tratamento e controle. As mulheres jovens que trabalham no setor formal formam o grupo mais educado, enquanto que o número de horas trabalhadas foi bastante semelhante entre os grupos. Não obstante, a Tabela 2 mostra que existem diferenças nas características observáveis entre os grupos, o que torna fundamental controlar para essas características no modelo de diferenças-em-diferenças para identificarmos corretamente os efeitos da legislação.<sup>10</sup>

---

<sup>8</sup> Para o caso das mulheres sem carteira como grupo de controle, há boas razões para esperar que as condições macroeconômicas as tenham afetado de maneira diferente do que o grupo de tratamento.

<sup>9</sup> Na verdade, foi criada também uma licença paternidade, mas como essa licença foi de apenas cinco dias, seu efeito certamente foi desprezível. Para uma exposição de todas as mudanças introduzidas na Constituição de 88, ver Barros, Corseuil e Bahia (1999).

<sup>10</sup> Para uma exposição dos possíveis problemas que podem afetar a metodologia de diferenças-em-diferenças, ver Meyer (1995).

Tabela 2: Estatísticas descritivas – grupos de tratamento e controle

	Mulheres com carteira entre 20 e 35 anos		Homens com carteira entre 20 e 35 anos	
	Pré-Const.	Pós-Const.	Pré-Const.	Pós-Const.
Proporção na amostra (%)	9,55	9,87	19,51	18,58
Média do Salário Horário*	3,19	2,58	4,26	3,35
	(3,84)	(3,37)	(5,45)	(4,63)
Média Horas trabalhadas	42,14	41,11	44,67	43,15
	(8,88)	(8,12)	(8,07)	(7,30)
Educação Média	8,72	8,89	7,44	7,60
	(3,98)	(3,89)	(3,93)	(3,88)
Idade Média	26,62	26,88	27,20	27,37
	(4,46)	(4,49)	(4,51)	(4,50)
<i>Ramos de Atividade (%)</i>				
Ind. Transformação	29,44	26,62	39,82	37,27
Construção Civil	1,51	1,64	8,22	7,94
Comércio	17,79	18,00	13,59	14,58
Serviços	50,97	53,54	37,53	39,49
Número de Observações	204.167	171.255	388.858	301.907
	Mulheres com carteira entre 36 e 65 anos		Mulheres sem carteira entre 20 e 35 anos	
	Pré-Const.	Pós-Const.	Pré-Const.	Pós-Const.
Proporção na amostra (%)	1,18	1,34	3,16	2,96
Média do Salário Horário*	3,39	2,95	1,45	1,28
	(5,72)	(4,71)	(3,52)	(2,92)
Média Horas trabalhadas	42,82	41,39	43,05	41,55
	(9,48)	(8,51)	(13,99)	(12,79)
Educação Média	5,9	6,48	6,04	6,51
	(4,47)	(4,65)	(4,03)	(4,06)
Idade Média	44,1	44,13	26,00	26,32
	(6,71)	(6,74)	(4,57)	(4,58)
<i>Ramos de Atividade (%)</i>				
Ind. Transformação	24,18	23,22	13,68	12,45
Construção Civil	0,92	1,18	0,55	0,70
Comércio	9,72	9,65	8,28	9,12
Serviços	64,54	65,45	76,18	76,10
Número de Observações	89.953	86.681	66.506	51.455

\* Os valores estão em reais de janeiro de 2002. Desvios padrão entre parênteses.

## 5-Estimação dos efeitos do aumento na licença maternidade em 1988 no Brasil

### 5.1-Os efeitos da licença maternidade sobre salários

#### 5.1.1 Análise descritiva: a evolução do diferencial de rendimentos por gênero



As Figuras 2 a 5 mostram a evolução do diferencial de rendimentos por gênero, considerando a amostra inteira, por escolaridade, por posição na ocupação e por escolaridade apenas para os trabalhadores com carteira, respectivamente.<sup>11</sup> As Figuras procuram mostrar a tendência do diferencial salarial controlando para características observáveis, de modo que, cada ponto dessas figuras é o coeficiente de uma dummy para os homens de uma regressão do logaritmo do salário horário, usando como outros regressores educação, idade, idade ao quadrado, dummies para regiões metropolitanas e ramo de atividade.

A Figura 2 mostra que o diferencial de salários por gênero, que caiu de 55% em 1983 para 45% em 1993, apresentou um lento declínio durante o período anterior à Constituição. Entretanto, o que chama mais a atenção é a forte queda do diferencial a partir de 1990. A Figura 3 mostra a evolução do diferencial salarial para quatro grupos de escolaridade. Pode-se observar que apesar de o diferencial ser decrescente com a educação, houve uma convergência do mesmo para os quatro grupos de escolaridade apresentados. Enquanto que o diferencial se mostrou semelhante, e relativamente constante, para aqueles com 9 a 11 anos de estudo e com mais de 11 anos de estudo, houve uma acentuada queda especialmente entre aqueles com menos de quatro anos de estudo.

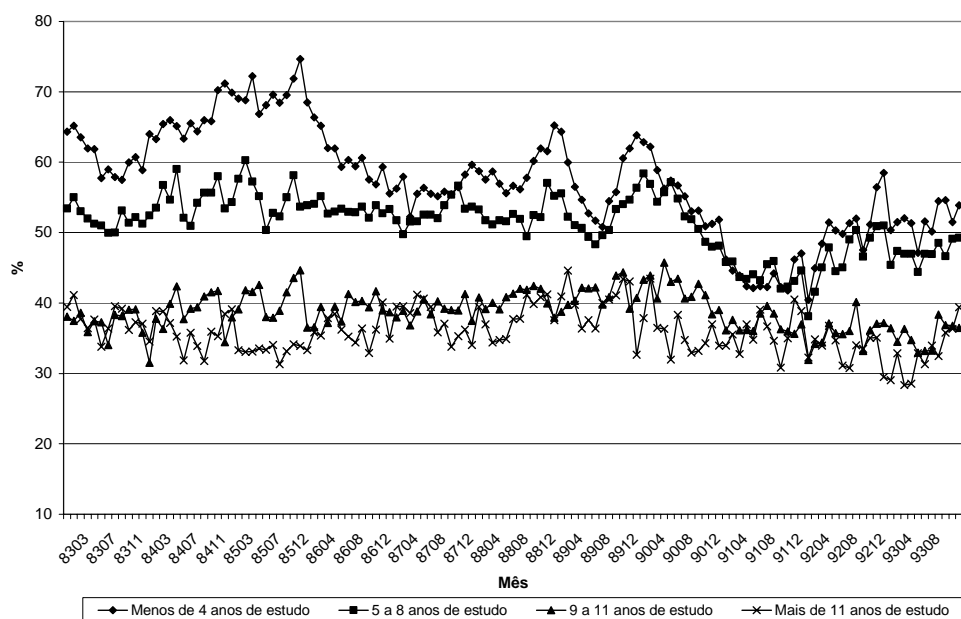
Figura 2: Diferencial de Rendimentos por Gênero



<sup>11</sup> Excepcionalmente nesta subseção utilizamos dados da PME entre os anos de 1983 e 1993.

O fato de se observar um forte declínio do diferencial salarial após 1990 na Figura 2 e para aqueles com menos educação na Figura 3, sugere que possa ter havido algum efeito da abertura comercial sobre o diferencial salarial por gênero. De fato, o modelo de Becker (1957) prevê que uma maior competição no mercado de produto, ao apertar a margem de lucro, diminuiria a capacidade de discriminação por parte do empresário, uma vez que tal prática passa a ser mais custosa.<sup>12</sup>

**Figura 3: Diferencial de rendimentos por gênero segundo escolaridade**



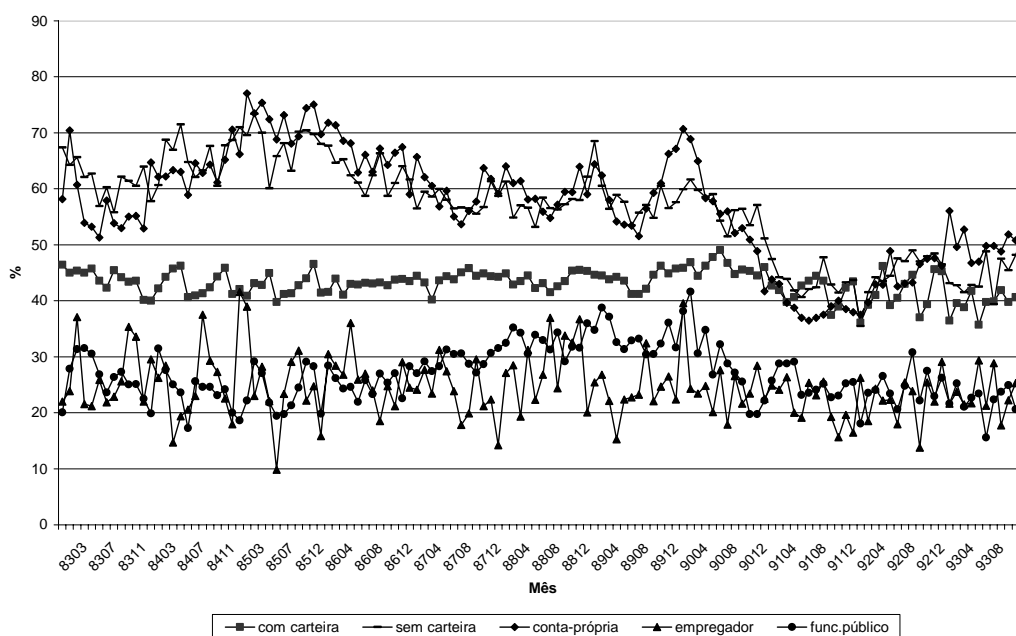
Entretanto, a Figura 4 não corrobora essa hipótese. Quando separamos o diferencial salarial por posição na ocupação, o que percebemos é que a queda ocorrida a partir de 90 se manifestou principalmente entre os trabalhadores sem carteira e os que trabalham por conta própria, e em menor medida entre os funcionários públicos. Porém, esses grupos deveriam ser os menos afetados pela abertura comercial, visto que são concentrados em *non-tradables* e provavelmente não enfrentaram uma maior competição no mercado de produtos após 1990. Por outro lado, para o grupo mais afetado pela abertura comercial, ou seja, os trabalhadores com carteira, o hiato salarial se mostrou surpreendentemente constante ao longo de todo o período. Esse resultado é de suma importância para essa subseção. Dado que as mulheres com carteira

<sup>12</sup> Black e Brainard (2004) concluem que uma maior abertura comercial tende a favorecer as mulheres ao diminuir a habilidade das firmas em discriminar. No entanto, não são capazes de reproduzir os resultados para o diferencial por raça.

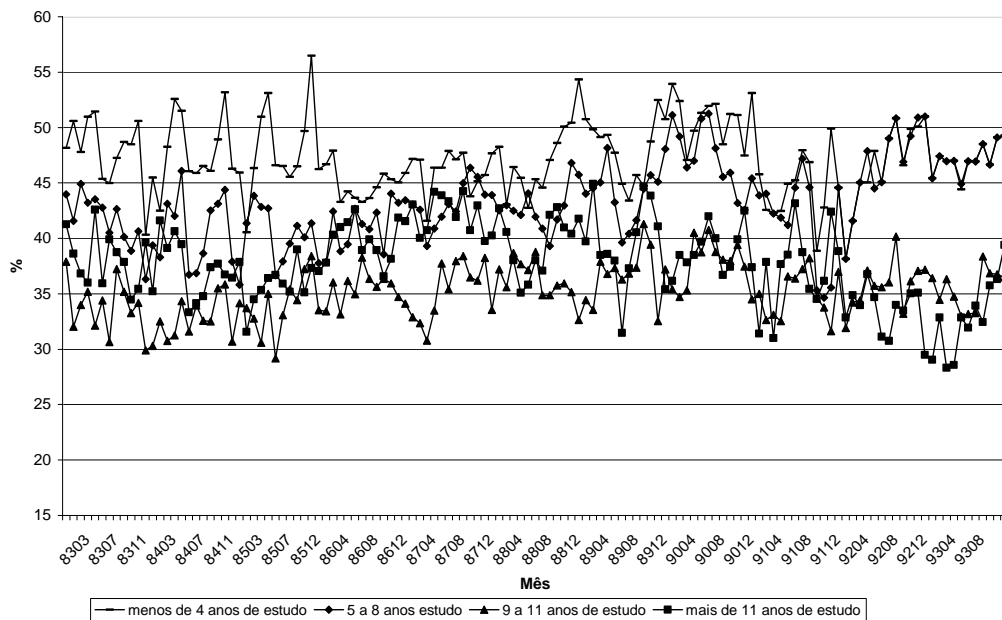
constituem nosso grupo de tratamento, a Figura 4 indica que o aumento da licença maternidade provavelmente não teve grandes efeitos sobre os salários das mulheres.

Pode-se conjecturar que a queda do diferencial de rendimentos para os trabalhadores sem carteira e conta própria ocorreu porque estes estariam sobre-representados entre os trabalhadores com menor educação. Para averiguar se a diminuição do diferencial salarial por gênero é específica para os trabalhadores com menor educação, a Figura 5 decompõe a evolução do diferencial salarial dos trabalhadores com carteira por escolaridade. O que se pode notar é que não existe uma tendência clara para o diferencial de rendimentos para quaisquer dos grupos educacionais entre os trabalhadores com carteira, e a queda para os menos educados após 1990 é extremamente reduzida. De qualquer modo, os resultados das Figuras 4 e 5 nos permitem antecipar que o efeito do aumento da licença maternidade na Constituição de 1988 sobre os salários das trabalhadoras não deve ter sido significativo.

**Figura 4: Diferencial de rendimentos por gênero segundo a posição na ocupação**



**Figura 5: Diferencial de rendimentos por gênero entre os trabalhadores com carteira segundo a escolaridade**



### 5.1.2- Resultados

Conforme mencionado na seção 2, a legislação referente à licença maternidade pode ter efeitos imediatos de oferta e demanda, tanto quanto efeitos de longo prazo na medida em que incentive as mulheres a permanecerem no emprego após o nascimento de um filho. Para tentar captar os efeitos dessas possíveis variações de oferta e demanda sobre o salário das mulheres, estimamos a equação (1) com as observações agrupadas (*pooling*), tendo o logaritmo do rendimento horário como variável dependente. Inicialmente, utilizamos apenas os anos de 1988 e 1989 da amostra. Esses resultados são reportados nas colunas (a) das Tabelas 3 e 4 para ambos os grupos de controle.<sup>13</sup>

Os resultados das colunas (a) na Tabela 3 revelam que o impacto dos movimentos de oferta e demanda de trabalho devido ao aumento da licença maternidade sobre os salários foram bastante reduzidos. Quando temos os homens como grupo de controle o coeficiente de diferenças-em-diferenças é negativo, porém, muito pequeno e estatisticamente insignificante. Se usarmos as mulheres ente 36 e 65 anos como grupo de controle, o efeito da licença maternidade

<sup>13</sup> O coeficiente de diferenças-em-diferenças (parâmetro  $\gamma_3$  da equação 1) é dado pela linha dif-dif nas tabelas abaixo.

sobre o salário das trabalhadoras com carteira assinada fica positivo, entretanto, não estatisticamente diferente de zero.<sup>14</sup>

Tabela 3: Efeitos da licença maternidade sobre salários - regressões *pooling*  
Variável dependente: logaritmo do salário horário

Variável	Homens com carteira		Mulheres entre 36 e 65	
	(a)	(b)	(a)	(b)
Educação	0.123 (0.001)**	0.122 (0.000)**	0.137 (0.001)**	0.137 (0.000)**
Idade	0.070 (0.006)**	0.090 (0.003)**	0.071 (0.002)**	0.074 (0.001)**
Idade^2	-0.001 (0.000)**	-0.001 (0.000)**	-0.001 (0.000)**	-0.001 (0.000)**
Constituição	-0.070 (0.004)**	-0.084 (0.005)**	-0.082 (0.008)**	-0.092 (0.008)**
Mulher	-0.377 (0.005)**	-0.378 (0.003)**	---	---
Mulher Jovem	---	---	0.024 (0.012)*	0.027 (0.007)**
Dif-Dif	-0.000 (0.006)	0.005 (0.005)	0.013 (0.009)	0.001 (0.007)
Constante	-1.625 (0.076)**	-1.579 (0.044)**	-1.824 (0.056)**	-1.562 (0.033)**
Outros Controles				
Ramo Atividade	Sim	Sim	Sim	Sim
Região Metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummy para os anos	Não	Sim	Não	Sim
No. Obs	278073	860656	138787	435080
R^2	0.48	0.51	0.50	0.52

Notas: Desvios padrão robustos para *cluster* entre parênteses. Especificação (a) usa apenas dados de 1988 e 1989; especificação (b) usa dados de 1986 a 1991 com *dummies* indicativas dos anos. \* significante a 5%; \*\* significante a 1%.

A Tabela 4 mostra os coeficientes de diferenças-em-diferenças quando estimamos a equação (1) isoladamente para os quatro grupos educacionais. Observa-se claramente que, independentemente da faixa educacional e do grupo de controle utilizado, os resultados permanecem estatisticamente não diferentes de zero.

Num primeiro passo para averiguar os possíveis efeitos dinâmicos do aumento da licença maternidade sobre salários, estimamos os mesmos modelos anteriores usando todo o período da amostra. As colunas (b) das tabelas 3 e 4 reportam os resultados. Nas colunas (b) incluímos

<sup>14</sup> Também estimamos, como teste de robustez, regressões para os anos de 1986-87 e 1990-91 como se a alteração constitucional tivesse ocorrido 24 meses antes e 24 meses depois, respectivamente. Dessa forma, podemos verificar se os resultados encontrados para 1988-89 são diferentes ou não dos outros anos. Os resultados, não reportados, não alteram a conclusão de que a licença maternidade teve efeitos pequenos e insignificantes estatisticamente sobre o salário.

*dummies* para cada ano para tentarmos controlar tanto os possíveis choques macroeconômicos que tenham afetado igualmente os grupos de tratamento e controle, quanto as diferentes tendências que os diferentes grupos possam ter apresentado ao longo do tempo. Os resultados revelam que os coeficientes de diferenças-em-diferenças não se alteram substancialmente após controlarmos para os efeitos específicos de cada ano. As colunas (b) da tabela 3 não indicam que os efeitos dinâmicos do aumento da licença maternidade tenham tido um impacto positivo sobre os salários das mulheres. Os coeficientes de diferenças-em-diferenças permanecem pequenos e estatisticamente insignificantes.

Tabela 4: Efeitos da licença maternidade sobre salários por escolaridade - regressões *pooling*  
Variável dependente: logaritmo do salário horário

Anos de Estudo	Homens com carteira		Mulheres entre 36 e 65	
	(a)	(b)	(a)	(b)
0 a 4	-0.015 (0.010) [71.482]	-0.006 (0.007) [222.354]	0.018 (0.012) [39.235]	-0,001 (0.008) [124.233]
5 a 8	-0.005 (0.010) [91.498]	-0.011 (0.007) [281.009]	0.018 (0.017) [38.111]	0.022 (0.013) [119.154]
9 a 11	0.007 (0.012) [77.307]	0.002 (0.009) [241.444]	-0.013 (0.027) [39.786]	0.033 (0.020) [124.891]
mais de 11	-0.012 (0.019) [37.786]	0.018 (0.013) [115.849]	0.003 (0.030) [21.655]	0.004 (0.023) [66.802]

Notas: Desvios padrão robustos para *cluster* entre parênteses. Número de observações entre colchetes. Especificação (a) usa apenas dados de 1988 e 1989; especificação (b) usa dados de 1986 a 1991 com *dummies* indicativas dos anos.

\* significante a 5%; \*\* significante a 1%.

Os resultados das colunas (b) da tabela 4 sugerem que os efeitos foram ligeiramente mais negativos para as trabalhadoras com pouca ou nenhuma escolaridade, de modo que essa faixa educacional apresenta os menores coeficientes para ambos os grupos de controle. A tabela também sugere que talvez possa ter havido um efeito positivo para as mulheres mais educadas que mereça ser investigado com maior profundidade. Quando temos os homens como grupo de controle, captamos um efeito maior entre as mulheres com mais de 11 anos de estudo. Captamos também um efeito maior para as trabalhadoras entre 9 e 11 anos de estudo, quando temos as mulheres ente 36 e 65 anos de idade como grupo de controle.

A fim de analisarmos os efeitos distributivos do aumento do período da licença maternidade, realizamos uma investigação por quantis da distribuição de salários. A tabela 5 mostra tais resultados.

Tabela 5: Efeitos da licença maternidade sobre salários: regressões quantílicas

Painel A: Regressões quantílicas				
Quantil	Grupo de controle			
	Homens com carteira		Mulheres entre 36 e 65 anos	
	1988/89	1986/91	1988/89	1986/91
Q.05	-0,005 (0,010)	-0,001 (0,006)	-0,035 (0,018)	-0,017 (0,010)
Q.25	-0,013 (0,008)	-0,000 (0,005)	-0,002 (0,013)	-0,004 (0,007)
Q.50	-0,009 (0,008)	0,008 (0,005)	0,001 (0,014)	0,006 (0,008)
Q.75	0,009 (0,009)	0,019** (0,005)	0,027 (0,016)	0,041** (0,010)
Q.95	0,028 (0,016)	0,021** (0,009)	0,080** (0,031)	0,056** (0,016)

Painel B: OLS (extraídos das tabelas 3 e 4)				
Escolaridade (OLS)	Grupo de controle			
	Homens com carteira		Mulheres entre 36 e 65 anos	
	1988/89	1986/91	1988/89	1986/91
Todos	-0.000 (0.006)	0.005 (0.005)	0.013 (0.009)	0.001 (0.007)
0 a 4	-0.015 (0.010)	-0.006 (0.007)	0.018 (0.012)	-0.001 (0.008)
5 a 8	-0.005 (0.010)	-0.011 (0.007)	0.018 (0.017)	0.022 (0.013)
9 a 11	0.007 (0.012)	0.002 (0.009)	-0.013 (0.027)	0.033 (0.020)
mais de 11	-0.012 (0.019)	0.018 (0.013)	0.003 (0.030)	0.004 (0.023)

Nota: Desvios padrão entre parênteses. Os números de observações do painel A são os mesmos da tabela 3.  
\*significante a 5%, \*\*significante a 1%.

O painel A mostra os resultados por quantil para ambos os grupos de controle, enquanto que o painel B, à guisa de comparação, mostra os resultados do OLS para toda a amostra e separadamente por escolaridade (extraídos das tabelas 3 e 4). Quando utilizamos homens como grupo de controle, observamos de modo geral um efeito crescente por quantil. Os resultados para a amostra curta (88/89) que tenta captar os efeitos imediatos no mercado de trabalho confirmam que os efeitos da licença maternidade foram pequenos e não significativos. Da mesma forma, os efeitos maiores para os quantis superiores da distribuição na amostra longa (86/91) são consistentes com o fato de que as trabalhadoras nos quantis superiores deveriam possuir um maior capital humano específico à empresa, e deveriam, portanto, apresentar maiores efeitos da licença maternidade.

Quando utilizamos as mulheres entre 36 e 65 anos de idade como grupo de controle, os resultados mostram-se semelhantes. Os efeitos são crescentes ao longo da distribuição de salários e positivos e significantes para os quantis mais altos. Investigações adicionais são reportadas no apêndice usando a estrutura de painel da PME.

### 5.1.3- Efeitos via aumento diferenciado na duração do emprego

Sabemos que a licença maternidade pode ter um efeito positivo sobre salários apenas na medida em que aumente a retenção das mulheres no emprego e no mercado de trabalho, evitando que a trabalhadora se retire da força de trabalho cada vez que for ter um filho. Assim sendo, se o aumento da licença maternidade teve um efeito positivo sobre os salários deveríamos verificar um aumento na duração média do emprego da mulher, e também uma queda na probabilidade de a mulher sair do emprego pedindo demissão, em contrapartida a ser demitida.<sup>15</sup> Entretanto, estamos cientes de que as outras mudanças constitucionais também afetaram a duração de emprego e a probabilidade de se demitir. Em particular, Barros, Corseuil e Bahia (1999) e Gonzaga (2003) detectam que a duração do emprego aumentou após a Constituição de 1988 devido às alterações na multa de demissão sem justa causa que passou de 10 para 40% do saldo acumulado no FGTS. Desse modo, é fundamental analisarmos a evolução desses indicadores para as mulheres com carteira em comparação aos grupos de controle.

Para avaliar se a licença maternidade elevou a duração do emprego das mulheres, estimamos a seguinte equação por MQO:

$$d_{it} = \alpha + \beta W_{it} + \gamma_1 trat_{it} + \gamma_2 const_{it} + \gamma_3 trat_{it} * const_{it} + u_{it} \quad \text{Eq (4)}$$

onde  $d$  é a duração do último emprego medida em anos. Para o caso da probabilidade de se demitir, estimamos através de um *probit* a seguinte equação:

$$P[S_{it} = 1 | W_{it}] = \Phi(\alpha + \beta W_{it} + \gamma_1 trat_{it} + \gamma_2 const_{it} + \gamma_3 trat_{it} * const_{it}) \quad \text{Eq (5)}$$

---

<sup>15</sup> A hipótese é que as mulheres que decidem se ausentar por um período mais longo do mercado de trabalho respondem na pesquisa que pediram para sair do emprego, e que, portanto, se o aumento da licença maternidade eleva a retenção das mulheres no emprego, a proporção de mulheres que pedem para sair do emprego deveria cair.



onde  $S$  é uma variável que assume valor 1 se a pessoa pediu para sair do último emprego, e 0 caso tenha sido demitida, e  $\Phi$  é a função de distribuição acumulada de uma distribuição normal padrão. Como o *probit* é um modelo não linear, o coeficiente  $\gamma_3$  não nos fornece mais a estimativa do efeito médio do tratamento nos tratados. Para tanto, podemos calcular quatro probabilidades preditas, isto é, quando  $trat=1$  e  $const=1$ ; quando  $trat=1$  e  $const=0$ ; quando  $trat=0$  e  $const=1$ ; e quando  $trat=0$  e  $const=0$ .<sup>16</sup>

Não obstante, a PME apenas coleta informações a respeito do último emprego para aqueles que estão desempregados ou fora da força de trabalho, mas que já tenham trabalhado. Isto representa uma limitação visto que como os desempregados são trabalhadores diferentes daqueles que estão empregados, não poderíamos atribuir os resultados que encontrarmos à população como um todo. Para minimizar esse problema, excluímos da amostra os trabalhadores desempregados há mais de seis meses, os quais tendem a ter, em média, características observáveis menos similares às dos empregados do que os desempregados há menos de seis meses.<sup>17</sup>

Utilizando esse filtro amostral e com a limitação de que a informação da duração do emprego é disponível apenas para os desempregados, geramos estimativas do efeito da Constituição sobre a probabilidade de o trabalhador pedir demissão e sobre a duração do desemprego. A primeira coluna da tabela 6 mostra os resultados dos coeficientes do estimador de diferenças-em-diferenças no caso da duração do emprego, enquanto que a segunda coluna reporta a estimativa de diferenças-em-diferenças extraídas dos *probits* para a probabilidade de sair do emprego pedindo demissão.<sup>18</sup>

---

<sup>16</sup> Os desvios padrão dessa estimativa são calculados por *bootstrap* com 100 repetições. Veja a seção seguinte para maiores detalhes dessa estimativa.

<sup>17</sup> Também tomamos o cuidado para que a *dummy* da Constituição fosse 1 apenas para aqueles em que o último emprego tenha terminado após novembro de 1988, isto é, por exemplo, se o indivíduo na observação de dezembro de 1988 estivesse desempregado por mais de um mês, atribuímos a ele o valor 0 na *dummy* da Constituição.

<sup>18</sup> As mulheres entre 36 e 65 anos de idade são excluídas dessa análise, como grupo de controle, devido ao reduzido número de observações que elas apresentam quando se desagrega por grupo de escolaridade. Os resultados usando as trabalhadoras sem carteira como grupo de controle são semelhantes ao da tabela 6.

Tabela 6: Efeitos da licença maternidade sobre a duração do emprego (a) e a probabilidade de pedir demissão (b).

	Homens com carteira	
	(a)	(b)
<b>Todos</b>	<b>-0.009</b> <b>(0.080) [40.715]</b>	<b>-0,002</b> <b>(0,009) [40.715]</b>
<i>Por escolaridade</i>		
0 a 4	0.048 (0.143) [10.164]	0,001 (0,004) [10.164]
5 a 8	-0.066 (0.140) [16.468]	0,004 (0,016) [16.437]
9 a 11	0.177 (0.154) [11.102]	-0,006 (0,0200) [11.052]
mais de 11	-0.063 (0.274) [2.981]	-0,013 (0,032) [2.981]

Notas: Desvios padrão entre parênteses. Número de observações entre colchetes. Regressores: educação, idade, idade ao quadrado, ramo de atividade, região metropolitana e *dummies* indicativas dos anos.

\* significante a 5%; \*\* significante a 1%.

Os resultados da tabela 6 indicam que a licença maternidade não deve ter tido um impacto positivo sobre os salários das mulheres. Na primeira coluna, o sinal dos coeficientes de diferenças-em-diferenças para a amostra inteira é o oposto do que deveríamos esperar caso o aumento da licença maternidade na Constituição de 88 tivesse elevado a retenção das mulheres no emprego. Este resultado revela que as mulheres com carteira teriam tido uma ligeira queda na duração do emprego, porém não significativa estatisticamente, após a Constituição de 88 relativamente aos homens com carteira. Contudo, a segunda coluna revela que o aumento da licença maternidade teve praticamente nenhum efeito sobre a probabilidade da mulher sair do emprego pedindo demissão, indicando uma queda de apenas 0,2%. A análise por escolaridade na tabela 6 mostra que também é improvável que a licença maternidade tenha tido efeitos positivos sobre o salário para qualquer grupo educacional, mesmo para as trabalhadoras mais educadas.

Em resumo, podemos concluir que o impacto do aumento da licença maternidade na Constituição de 1988 sobre os salários das trabalhadoras com carteira foi bastante reduzido. Os resultados quando analisamos os impactos de curto prazo se mostraram ligeiramente negativos e na maioria dos casos não significantes, como em boa parte da literatura que trata do assunto. Ademais, ao tentarmos verificar se a licença teve algum efeito positivo no longo prazo, não encontramos evidências concretas que corroborem esta hipótese.

## 5.2 Os efeitos da licença maternidade sobre emprego

Esta subseção tem como objetivo determinar quais os efeitos do aumento da licença maternidade sobre o emprego da mulher. Como ressaltado na seção 2, a alteração na legislação reduz a demanda pelas mulheres em idade fértil, e, por outro lado, eleva a oferta de trabalho dessas trabalhadoras, tendo assim um efeito ambíguo sobre o nível de emprego.

Primeiramente, vamos analisar as transições das possíveis situações do mercado de trabalho das amostras de trabalhadores do grupo de tratamento e dos grupos de controle. Para tanto, tomamos os trabalhadores que estavam empregados no setor formal da economia em  $t$  e observamos a situação que este trabalhador se encontra 12 meses depois em  $t+1$ .<sup>19</sup> A tabela 7 mostra as transições para desemprego, para fora da força de trabalho e para a informalidade.

Várias informações destacam-se na tabela 7. Vê-se, em primeiro lugar, que as trabalhadoras com carteira têm uma probabilidade menor que os homens de entrar no desemprego. Por exemplo, enquanto que a chance de uma trabalhadora jovem ficar desempregada no ano seguinte à Constituição de 1988 era de 2,94%, para os homens essa probabilidade era de 3,43%. Da mesma forma, vemos que a chance das trabalhadoras jovens entrarem no desemprego era menor no ano seguinte à alteração constitucional do que nos outros anos analisados (1986-87 e 1990-91). No entanto, o mesmo comportamento é observado entre os trabalhadores jovens.

Tabela 7: Transições  
Valores em porcentagem

Transições entre $t$ e $t+1$	1986-87	1988-89	1990-91
mulheres jovens ( $t$ ) para desemprego ( $t+1$ )	3,83	2,94	4,85
homens jovens ( $t$ ) para desemprego ( $t+1$ )	4,24	3,43	5,11
mulheres entre 36 e 65 anos ( $t$ ) para desemprego ( $t+1$ )	1,12	1,22	2,12
mulheres jovens ( $t$ ) para fora da PEA ( $t+1$ )	11,46	11,49	11,60
homens jovens ( $t$ ) para fora da PEA ( $t+1$ )	2,07	2,23	2,69
mulheres entre 36 e 65 anos ( $t$ ) para fora da PEA ( $t+1$ )	10,67	11,09	10,66
mulheres jovens ( $t$ ) para informalidade ( $t+1$ )	6,19	6,25	7,25
homens jovens ( $t$ ) para informalidade ( $t+1$ )	5,43	7,1	8,56
mulheres entre 36 e 65 anos ( $t$ ) para informalidade ( $t+1$ )	6,54	6,43	8,26

Nota: Em  $t$ , todos os trabalhadores estão no setor formal.

<sup>19</sup> Reportamos os resultados em que  $t$  são junho de 1986, junho de 1988 e junho de 1990, e, conseqüentemente,  $t+1$  são junho de 1987, junho de 1989 e junho de 1991. Os resultados não são sensíveis à escolha do mês em  $t$ .

Por outro lado, a tabela 7 confirma que a probabilidade de saída do emprego para fora da força de trabalho é muito maior entre as mulheres do que entre os homens. Não obstante, a taxa de saída do emprego para fora da força de trabalho mostrou-se crescente após a mudança na Constituição para os trabalhadores jovens e as trabalhadoras entre 36 e 65 anos, enquanto que esta mesma taxa permaneceu relativamente constante para as trabalhadoras jovens, o que pode representar um indício de que o aumento da licença maternidade tenha incentivado algumas mulheres a permanecer na força de trabalho.

A tabela 7 também apresenta as transições da situação de emprego formal para emprego informal. Os resultados mostram que a probabilidade do emprego formal para a informalidade foi crescente ao longo do período da amostra, mas que esse crescimento foi mais acentuado entre os homens jovens e menos acentuado para o outro grupo de controle. O efeito sobre a transição do emprego formal pode ser interpretado como *supply-driven*, dado que as mulheres podem querer gozar os benefícios ampliados pela Constituição.

Para captarmos esses efeitos sobre o emprego mais formalmente, procederemos de forma semelhante ao início da sub-seção 5.1.3, e estimaremos o seguinte modelo *probit*:

$$P[E_{it} = 1 | W_{it}] = \Phi(\alpha + \beta W_{it} + \gamma_1 \text{trat}_{it} + \gamma_2 \text{const}_{it} + \gamma_3 \text{trat}_{it} * \text{const}_{it}) \quad \text{Eq (6)}$$

onde  $E$  é uma variável que assume valores 1 se o indivíduo estava empregado e 0 se ele estava sem emprego (isto é, desempregado ou fora da força de trabalho).

No entanto, conforme brevemente mencionado anteriormente, a não-linearidade do modelo *probit* implica que o coeficiente  $\gamma_3$  não é mais o parâmetro em que estamos interessados. De fato, o parâmetro que nos interessa é:

$$\begin{aligned} dd &= P[E_{it} = 1 | W_{it}, \text{trat} = 1, \text{const} = 1] - P[E_{it} = 1 | W_{it}, \text{trat} = 1, \text{const} = 0] - \\ &\quad - \{P[E_{it} = 1 | W_{it}, \text{trat} = 0, \text{const} = 1] - P[E_{it} = 1 | W_{it}, \text{trat} = 0, \text{const} = 0]\} \\ &= \Phi(\alpha + \beta W_{it} + \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3) - \Phi(\alpha + \beta W_{it} + \gamma_1) - [\Phi(\alpha + \beta W_{it} + \gamma_2) - \Phi(\alpha + \beta W_{it})]. \end{aligned}$$

Dessa forma, podemos calcular a estimativa de diferença-em-diferenças (*dd*) estimando as probabilidades preditas pelo *probit* para os quatro grupos separadamente.<sup>20</sup> Os desvios padrão são calculados por *bootstrap* com 100 repetições.

A tabela 8 reporta as estimativas de diferenças-em-diferenças dos efeitos da licença maternidade sobre o emprego utilizando os anos de 1988 e 1989 da amostra na primeira coluna, e a amostra completa (de 1986 a 1991) na segunda coluna. Como na seção anterior, estimamos regressões para os anos 1986-87 e 1990-91 (não reportados aqui) que servem para testar se o resultado encontrado é diferente de outros anos em que não ocorreu mudança alguma na legislação. As informações contidas nessa tabela indicam que o aumento da licença maternidade não apresentou nenhum efeito significativo sobre o emprego da mulher. Para ambos os grupos de controle, o aumento na licença maternidade teria elevado o emprego da mulher em somente 0,4% no curto prazo, mas esse resultado não é estatisticamente significativo. Os resultados para os anos 1986-87 e 1990-91 mostram um padrão semelhante.<sup>21</sup>

Tabela 8: Efeitos da licença maternidade sobre o emprego  
Estimativas de diferença-em-diferenças para o emprego.

Grupo de controle	1988-89	1986-91
Homens com carteira	0,004 (0,007) [321.918]	0,007 (0,004)[1.006.015]
Mulheres entre 36 e 65	0,004 (0,010) [158.150]	-0,005 (0,005) [507.301]

Notas: Desvios padrão entre parênteses obtidos por *bootstrap*, com 100 repetições. Número de observações entre colchetes. Regressores do *probit*: educação, idade, idade ao quadrado e região metropolitana.  
\*significante a 5%; \*\* significante a 1%.

É interessante averiguar se a ausência de efeitos sobre o emprego se deve porque as mudanças de oferta e demanda se contrabalançaram, ou porque ambas foram pequenas a ponto de não produzirem qualquer efeito significativo. Para tanto, podemos tentar verificar se a licença maternidade elevou a taxa de participação das mulheres no mercado de trabalho. Se for esse o caso, será um indício de que a oferta de trabalho das mulheres jovens aumentou na mesma proporção que a queda da demanda gerando um efeito nulo sobre o emprego. Por outro

<sup>20</sup> Isto é: quando *trat* =1 e *const* =1; quando *trat* =1 e *const* =0; quando *trat* =0 e *const* =1; e quando *trat* =0 e *const* =0.

<sup>21</sup> Estimamos também os efeitos sobre o emprego separadamente por escolaridade (não reportados aqui). Não foram encontrados resultados diferentes para nenhum grupo educacional.

lado, um impacto nulo sobre a taxa de participação nos conduziria à conclusão de que os efeitos de oferta e demanda tenham sido ambos limitados.

Conforme constatamos no início da subseção anterior, os efeitos desses movimentos de oferta e demanda sobre o salário foram muito pequenos. Esse resultado nos diz que grandes alterações de demanda e oferta de trabalho por trabalhadoras sujeitas ao uso da licença maternidade não são compatíveis com um impacto nulo sobre o emprego, visto que grandes mudanças nas curvas de oferta e demanda de trabalho por trabalhadoras jovens que tenham gerado um efeito nulo sobre o emprego deveria acarretar numa queda maior dos salários no novo equilíbrio de mercado. Ademais, como ressaltado na seção 2, o recente estudo da OIT revela que o aumento dos custos para o empregador devido à licença maternidade foi reduzido, o que nos leva a concluir que a queda da demanda relativa pelas trabalhadoras jovens tenha sido pequena.

A tabela 9 mostra os resultados da estimação de um *probit* como na equação (6), tendo uma variável dependente que assume valor 1 se o indivíduo participa do mercado de trabalho e zero caso contrário, e calculamos os estimadores de diferenças-em-diferenças. Nesse caso em particular, temos todas as mulheres entre 20 e 35 anos de idade como grupo de tratamento, e os homens na mesma faixa etária e as mulheres entre 36 e 65 anos como grupos de controle. Podemos observar claramente que o aumento da licença maternidade não provocou uma elevação da taxa de participação das mulheres jovens no mercado de trabalho, independentemente do grupo de controle usado ou do nível educacional, o que evidencia que ambos os movimentos de oferta e demanda de trabalho das mulheres jovens devem ter sido pequenos, pelo menos no curto prazo.

Tabela 9: Efeitos da licença maternidade sobre a taxa de participação  
Estimativas de diferença-em-diferenças para a taxa de participação.

Grupo de controle	1988-89	1986-91
Homens com carteira	-0,004 (0,005) [743.467]	0,007 (0,002)** [2.325.068]
Mulheres entre 36 e 65	-0,005 (0,003) [735.876]	-0,020 (0,002)** [2.135.683]

Notas: Desvios padrão entre parênteses obtidos por *bootstrap* 100 repetições. Número de observações entre colchetes. Regressores do *probit*: educação, idade, idade ao quadrado e região metropolitana.

\* significante a 5%; \*\* significante a 1%.

Por fim, investigamos se a legislação referente à licença maternidade provocou um deslocamento das trabalhadoras do setor formal da economia para o setor informal. Se após a

Constituição de 1988, as trabalhadoras jovens eram vistas como mais custosas, elas poderiam ter as oportunidades de emprego no setor formal reduzidas, e, por conseguinte, buscado ocupação no setor informal. Dessa forma, estimamos um *probit* como na equação (6), tendo uma variável dependente que assume valor 1 se o indivíduo trabalhava no setor formal e 0 se trabalhava no setor informal, e calculamos a estimativa de diferença-em-diferenças. Temos, novamente, todas as mulheres entre 20 e 35 anos de idade como grupo de tratamento, e os homens na mesma faixa etária e as mulheres entre 36 e 65 anos como grupos de controle. A tabela 10 mostra os resultados.

Tabela 10: Efeitos da licença maternidade sobre o emprego formal  
Estimativas de diferença-em-diferenças para o emprego formal.

Grupo de controle	1988-89	1986-91
Homens com carteira	0,015 (0,005)** [405.543]	0,029 (0,002)** [1.270.851]
Mulheres entre 36 e 65	-0,006 (0,006) [226.885]	-0,023 (0,004)** [920.252]

Notas: Desvios padrão entre parênteses obtidos por *bootstrap* 100 repetições. Número de observações entre colchetes. Regressores do *probit*: educação, idade, idade ao quadrado e região metropolitana.

\* significante a 5%; \*\* significante a 1%.

Os resultados da tabela 10 corroboram os resultados encontrados na tabela 7, ou seja, parece ter havido uma maior formalização das mulheres jovens em relação aos homens, mas não em relação às mulheres entre 36 e 65 anos de idade. De fato, a tabela 10 indica que após a Constituição de 1988 as trabalhadoras jovens elevaram sua formalização no mercado de trabalho em 1,5 % em relação aos homens no curto prazo. Entretanto, semelhante resultado foi obtido para os anos 1986-87 em um teste de robustez, o que tornaria precipitado atribuir esse resultado ao aumento da licença maternidade. Ademais, os resultados positivos não se repetem quando temos as mulheres entre 36 e 65 anos como grupo de controle. De qualquer forma, a tabela 10 contém evidências suficientes para descartarmos a hipótese de que a legislação referente à licença maternidade tenha provocado um deslocamento das trabalhadoras para o setor informal da economia.

## 6- Conclusões e implicações de política

Esse trabalho se propôs a contribuir para o entendimento dos impactos da legislação referente à licença maternidade sobre as mulheres no mercado de trabalho. Nosso objetivo era

determinar os efeitos da elevação do período de licença maternidade proporcionado pela Constituição de 1988 sobre o salário e o emprego das mulheres.

Começamos mostrando, com base na literatura teórica sobre o tema, que o efeito de tal legislação é ambíguo a priori, o que torna a questão de avaliar seus impactos puramente empírica. Por um lado, a legislação sobre licença maternidade pode ter um impacto negativo sobre as mulheres em idade fértil porque impõe custos sobre os empregadores. Por outro lado, representa um benefício e desloca a oferta de trabalho para cima. Finalmente, pode haver um possível efeito positivo sobre os salários das mulheres, na medida em que a legislação possibilita um maior acúmulo de capital humano ao permitir que a trabalhadora evite se retirar da força de trabalho a cada vez que engravida.

Na parte empírica, utilizando dados da Pesquisa Mensal de Emprego, buscamos avaliar os efeitos do aumento da licença maternidade através da metodologia de diferenças-em-diferenças, que explora a expectativa de que a alteração na legislação tenha tido impactos diferentes para diferentes grupos de trabalhadores.

As evidências aqui mostradas indicam que os efeitos da alteração constitucional foram bastante reduzidos, tanto sobre salários quanto sobre o emprego.

O pequeno impacto sobre os salários é semelhante aos resultados encontrados para outros países e corroboram a conclusão de que o aumento do período de licença maternidade parece ter representado um reduzido aumento de custos aos empregadores. Por outro lado, não encontramos evidências de que o aumento da licença maternidade tenha elevado a retenção das mulheres no mercado de trabalho, ou mesmo sua oferta de trabalho. Esse resultado talvez possa ser atribuído ao fato de que o aumento do período de licença maternidade talvez não tenha sido expressivo o suficiente para alterar as decisões das mulheres no mercado de trabalho. Podemos argumentar, por exemplo, que a maior parte das trabalhadoras para as quais o retorno ao mesmo empregador é relevante já tomava esta decisão antes do aumento da licença.

De qualquer modo, apresentamos evidências de que o aumento do período de licença maternidade, que é um benefício importante na proteção da mulher no mercado de trabalho, bem como na proteção da saúde da mãe e do recém-nascido, não gera incentivos que aumente a ação discriminatória em relação à mulher no mercado de trabalho. Desta forma, propostas que visem a alongar o período de licença maternidade podem ser positivas, uma vez que o custo em termos de distorções no mercado de trabalho parece ser pequeno, enquanto uma extensa



literatura na área de saúde fornece subsídios para se crer que o benefício da licença maternidade para mães e recém-nascidos tende a ser bastante grande. Os custos fiscais de tais propostas devem ser considerados para termos uma visão mais completa dos custos e benefícios de alterações nessa legislação. Ruhm (2000) mostra que para o caso europeu, os benefícios superam os custos. O caso brasileiro permanece como uma linha de pesquisa futura.

Outro ponto importante é que como a legislação concede à mulher o direito a uma licença muito mais longa (a licença paternidade é de apenas cinco dias), o Estado está implicitamente reconhecendo que o cuidado dos filhos é responsabilidade predominantemente feminina, e, por conseguinte, está estimulando a perpetuação da divisão sexual das tarefas domésticas. Nesse aspecto, a licença maternidade pode estar, portanto, contribuindo para a persistência de um diferencial de salário por gênero, e, portanto, uma forma de eliminar a divisão sexual do trabalho doméstico deveria ser discutida.

## **Referências Bibliográficas**

ALTONJI, J. G. e BLANK. R. M. Race and Gender in The Labor Market, in Ashenfelter, O. e Card, D. *Handbook of Labor Economics*, Vol 3. North Holland, 1999.

BARROS, R.P. de, CORSEUIL, C.H. e BAHIA, M., Labor Market Regulations and The Duration of Employment in Brazil, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada- IPEA, Texto para discussão No.676, 1999.

BALTAGI, B.. *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester: John Wiley, 2002.

BAUM, Charles L., The Effect of State Maternity Leave Legislation and The 1993 Family and Medical Leave Act on Employment and Wages, *Labour Economics*, v.10, p. 573-596, 2003.

BECKER, Gary S. *The Economics of Discrimination*. Chicago: Chicago University Press, 1957.

\_\_\_\_\_. Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor, *Journal of Labor Economics*, v. 3, n. 1, p. 573-596, 1985.

BLACK, Sandra E. e BRAINARD, E. Importing Equality? The Impact of Globalization on Gender Discrimination, *Industrial and Labor Relations Review*, v.57, n.4, p.573-596, 2004.

BLAU, Francine D. e KAHN, L. Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 80's, *Journal of Labor Economics*, v.15, n. 1, p.1-42, 1997.

\_\_\_\_\_. Understanding International Differences in The Gender Pay Gap, *Journal of Labor Economics*, v.21, n .1, p.106-144, 2003.

CHATTERJI, P. e S. MARKOWITZ, “Does the length of maternity leave affect maternal health?” NBER Working Paper No. 10206, 2004.

CORCORAN, Mary e DUNCAN, G. Work History, Labor Force Attachment, and Earning Differences between the Races and Sexes, *Journal of Human Resources*, v.14. p.3-20, 1979.

GARDNER, Robert, Unobservable Individual Effects in Unbalanced Panel Data, *Economics Letters*, v.58, p. 39-42, 1998.

GONZAGA, Gustavo. Labor Turnover and Labor Legislation in Brazil, *Economia: Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*, v.4, n.1, p.165-222, 2003.

GRUBER, Jonathan. The Incidence of Mandated Maternity Benefits, *American Economic Review*, v. 84, n. 3, p.622-641, 1994.

HAUSMAN, Jerry.; TAYLOR, W. Panel Data and Unobservable Individual Effect, *Econometrica*, v. 49, n. 6, p.1377-1398, 1981.

KLERMAN, Jacob A.; LEIBOWITZ A. Labor Supply Effects of State Maternity Leave Legislation. In: BLAU, F. e EHRENBERG,R., (Eds), *Gender and Family Issues in The Workplace*. New York: Russel Sage Foundation Press, 1997.

KORENMAN, Sanders.; NEUMARK, D. Marriage, Motherhood and Wages. *Journal of Human Resources*, v.27, p. 233-255, 1992.

LEME M. C.; WANJMAN, S. “Tendências de Coorte nos Diferenciais por Sexo”. In: HENRIQUES, R. *Desigualdade e Pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro. IPEA, 2000.

\_\_\_\_\_. Diferenciais de Rendimentos por Gênero. In: LISBOA M. B. e MENEZES-FILHO, N. A. *Microeconomia e Sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro. Contra Capa Livraria, 2001.

LERO D.S. “Research on Parental Leave Policies and Children’s Development : Implications for Policy Makers and Service Providers.” In: Tremblay RE, Barr RG, Peters RDeV, eds. *Encyclopedia on Early Childhood Development* [online]. Montreal, Quebec: Centre of Excellence for Early Childhood Development; 2003:1-9. Disponível em: <http://www.excellence-jeunesenfants.ca/documents/LeroAnGxp.pdf>.

McGOVERN, P., DOWD, B., GJERDINGEN, D., MOSCOVICE, I., KOCHEVAR, L. e LOHMAN, B., “Time off work and the postpartum health of employed women,” *Medical Care*, Vol. 35 No. 5, pp. 507-521, 1997.

MEITZEN, Mark E. Differences in Male and Female Job-quitting Behavior, *Journal of Labor Economics*, v. 4, n.2, p. 151-167, 1986.

MEYER, Bruce D. Natural and Quasi-Experiments in Economics, *Journal of Business and Economics Statistics*, v. 13, n. 2, 1995.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. A situação da Mulher no Mercado de Trabalho e o Papel da OIT, mimeo, 2005.

PAZELLO. E. e FERNANDES, R. A Maternidade e a mulher no Mercado de trabalho: diferença de comportamento entre mulheres que têm e mulheres que não têm filhos. In: XXXI Encontro da Associação Nacional de Pós-Graduação em Economia – ANEPC, João Pessoa, 2004.

ROYALTY, Anne B. Job-to-Job and Job-to-Nonemployment Turnover by Gender and Educational Level, *Journal of Labor Economics*, v.16, n.2, p.392-443, 1998.

RUHM, Christopher J. The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe, *The Quarterly Journal of Economics*, v.113, p. 285-317, 1998.

\_\_\_\_\_. Parental Leave and Child Health, *Journal of Health Economics*, v.19, p.931-960, 2000.

SUMMERS, Lawrence H. Some Simple Economics of Mandated Benefits, *American Economic Review*, v.79, n.2, p.177-183, 1989.

WALDFOGEL, Jane. The Impact of The Family and Medical Leave Act, *Journal of Policy Analysis and Management*, v.18, p. 281-302, 1999.

WINEGARDEN, C.R. e P. M. BRACY, Demographic Consequences of Maternal-Leave Programs in Industrial Countries: Evidence from Fixed-Effects Models, *Southern Economic Journal*, 61, 1020-1035, 1995.

ZVEGLICH, Joseph E.; RODGERS, Y. M. The Impact of Protective Measures for Female Workers, *Journal of Labor Economics*, v. 21, n.3, p.533-555, 2003.

## **Apêndice**

### **A.1- Estrutura de painel e estimação pelo método de Hausman-Taylor (HT)**

Para averiguarmos mais profundamente os efeitos que a licença maternidade teve sobre os salários através de uma maior aderência da mulher ao emprego e ao mercado de trabalho utilizamos nesse apêndice a estrutura de painel da PME. Dessa forma, podemos controlar para quaisquer características individuais que sejam constantes ao longo do tempo. Isso será fundamental se acreditarmos que possa haver diferenças nas características não observáveis

entre as mulheres que usam a licença, ou estão cobertas pela legislação, e as mulheres que não usam a licença, ou não estão cobertas. Para esta análise mantemos na amostra apenas os indivíduos para os quais temos observações do salário em dois anos da pesquisa.

Podemos reescrever a equação (1) da seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + Z_i\delta + \mu_i + v_{it} \quad \text{Eq (A1)}$$

onde  $X_{it}$  são as variáveis independentes que variam no tempo e  $Z_i$  são as variáveis constantes no tempo e  $\mu_i$  é o que a literatura econométrica de dados de painel chama de efeitos individuais específicos não observados. Como os efeitos individuais podem estar correlacionados com as variáveis independentes, o estimador por MQG de efeito aleatório pode ser viesado, isto é, se  $\mu_i$  é correlacionado com  $X_{it}$  ou  $Z_i$ , então o estimador de efeito aleatório será viesado. Se interpretarmos  $\mu_i$  como habilidade individual não observada, é de se esperar que os efeitos individuais estejam correlacionados com a educação, e que, portanto, a especificação de efeito aleatório não seja a mais adequada no nosso caso. De fato, a hipótese de que os efeitos individuais são não correlacionados com as variáveis independentes é decisivamente rejeitada pelo teste de Hausman da diferença entre o modelo MQG de efeito aleatório e o modelo de efeito fixo (não reportado).

Entretanto, o modelo de efeito fixo tem duas importantes limitações. Primeiro, todas as variáveis constantes no tempo são eliminadas pela transformação dos dados em desvios das médias. Segundo, a estimativa não é plenamente eficiente, visto que ignora variações entre os indivíduos. O primeiro problema é relativamente mais sério, já que nos impossibilitaria de estimar, por exemplo, o coeficiente da *dummy* de mulher, ou de qualquer outra variável constante no tempo.

Hausman e Taylor (1981)<sup>22</sup> propõem um estimador de variáveis instrumentais que não sofre de nenhum desses defeitos. HT dividem  $X$  e  $Z$  em dois conjuntos de variáveis:  $X = [X_1; X_2]$  e  $Z = [Z_1; Z_2]$ , onde  $X_1$  e  $Z_1$  são considerados exógenos, ou seja, não correlacionados com  $\mu_i$  ou  $v_{it}$ , enquanto que  $X_2$  e  $Z_2$  são considerados endógenos, isto é, correlacionados com  $\mu_i$ , mas não com  $v_{it}$ . HT propõem estimarmos por MQ2E o modelo transformado:

---

<sup>22</sup> Daqui em diante nos referiremos a esse artigo como HT.

$$\hat{\Omega}^{-1/2}Y_{it} = \hat{\Omega}^{-1/2}X_{it}\beta + \hat{\Omega}^{-1/2}Z_i\delta + \hat{\Omega}^{-1/2}u_{it}$$

usando  $A=[Q X_1, Q X_2, P X_1, Z_1]$  como instrumentos. Onde,  $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ ,  $\hat{\Omega}^{-1/2} = Q + \theta P$ ,  $Q$  é a matriz que transforma os dados em desvios da média,  $P$  é a matriz que gera os vetores de médias e  $\theta = \sqrt{\hat{\sigma}_v^2 / (\hat{\sigma}_v^2 + T\hat{\sigma}_\mu^2)}$ .<sup>23</sup> HT mostram que se o número de variáveis em  $X_1$  for maior que o número de variáveis em  $Z_2$ , os estimadores obtidos serão mais eficientes que os de efeito fixo.<sup>24</sup>

Deve-se aqui ressaltar que podemos estimar o coeficiente da educação para o modelo de efeito fixo, pois a variável educação sofre alterações ao longo do tempo para alguns indivíduos da amostra. Contudo, note que isso faz com que o retorno à escolaridade estimado seja muito baixo. Como provavelmente boa parte dessa variação na educação se deve a erro de medida, nós eliminamos essas observações da amostra e mantivemos a educação como uma variável constante no tempo. Não obstante, como esse procedimento representa eliminar cerca de 10% da amostra, o que poderia afetar os resultados, estimamos também os modelos HT mantendo a educação variando no tempo. Os resultados não reportados aqui mostram que as conclusões permanecem inalteradas.

Entretanto, os estimadores de HT só serão não viesados na medida em que as escolhas das variáveis endógenas e exógenas forem apropriadas. Quando usamos os homens como grupo de controle, permitimos que  $X_1 = [\text{idade, idade ao quadrado, dummies de ramo de atividade, Constituição, dif-dif}]$ ,  $Z_1 = [\text{mulher, dummies para região metropolitana}]$  e  $Z_2 = [\text{educação}]$ .<sup>25</sup> Para as mulheres entre 36 e 65 anos como grupo de controle incluímos a *dummy* para mulheres jovens em  $Z_1$ . As tabelas A1 e A2 mostram os resultados.

<sup>23</sup> Para maiores detalhes sobre o procedimento de estimação dos modelos de HT, e de como obter estimativas de  $\hat{\sigma}_v^2$  e  $\hat{\sigma}_\mu^2$  ver, naturalmente, Hausman e Taylor (1981) ou Baltagi (2002).

<sup>24</sup> Gardner (1998) mostra que, no caso de um painel desbalanceado, como neste trabalho, os instrumentos apropriados são  $A=[Q X_1, Q X_2, \theta_i P X_1, \theta_i Z_1]$ , onde  $\theta_i = \sqrt{\hat{\sigma}_v^2 / (\hat{\sigma}_v^2 + T_i \hat{\sigma}_\mu^2)}$ .

<sup>25</sup> Os resultados foram robustos à inclusão de qualquer variável de  $X_1$  em  $X_2$ .

Tabela A1: Efeitos da licença maternidade sobre salários - modelos HT

Variável dependente: logaritmo do salário horário

Variável	Grupo de controle	
	Homens com carteira	Mulheres entre 36 e 65 anos
Educação	0.066 (0.005)**	0.111 (0.006)**
Idade	0.052 (0.004)**	0.018 (0.003)**
Idade <sup>2</sup>	-0.001 (0.000)**	-0.000 (0.000)**
Constituição	-0.055 (0.005)**	-0.071 (0.007)**
Mulher	-0.355 (0.008)**	---
Mulher Jovem	---	-0.495 (0.035)**
<b>Dif-Dif</b>	<b>0.000</b> <b>(0.005)</b>	<b>0.036</b> <b>(0.006)**</b>
Constante	0.036 (0.004)**	0.008 (0.006)
Outros Controles		
Ramo Atividade	Sim	Sim
Região Metropolitana	Sim	Sim
Dummy para os anos	Sim	Sim
Número de Observações	387318	204176
$R^2$	0.12	0.21

Notas: Desvios padrão robustos entre parênteses.

\* significante a 5%; \*\* significante a 1%.

As informações contidas nessas tabelas são mistas. Usando essa metodologia, o impacto do aumento da licença maternidade sobre salários continua pequeno e estatisticamente insignificante quando temos homens com carteira como grupo de controle, enquanto que o aumento da licença parece ter elevado os salários das mulheres quando consideramos as mulheres entre 36 e 65 anos de idade como grupo de controle. Novamente, os efeitos parecem ser mais pronunciados para as trabalhadoras mais educadas.

Tabela A2: Efeitos da licença maternidade sobre salários por escolaridade: modelos HT  
Variável dependente: logaritmo do salário horário

Grupo de controle	Anos de Estudo			
	0 a 4	5 a 8	9 a 11	mais de 11
Homens com carteira	0.011 (0.010)	-0.019 (0.008)*	-0.014 (0.009)	0.011 (0.015)
Mulheres entre 36 e 65 anos	0.049 (0.010)**	0.052 (0.012)**	0.020 (0.014)	0.081 (0.019)**

Notas: Desvios padrão robustos entre parênteses. São utilizados os mesmos regressores da tabela anterior, e reportados apenas os coeficientes de diferença-em-diferenças.

\* significante a 5%; \*\* significante a 1%.

Na Tabela A3 realizamos um teste de robustez, onde criamos experimentos fictícios alterando o ano em que o tratamento teria ocorrido para os modelos HT. O ponto é que uma condição de identificação do estimador de diferenças-em-diferenças é que este deveria ser zero na ausência do tratamento. Portanto, se não for isso o que observarmos neste teste de robustez, certamente não poderemos afirmar que o efeito positivo captado nas tabelas A1 e A2 pode ser atribuído puramente à licença maternidade. Os resultados mostram que, particularmente para o caso em que usamos as mulheres entre 36 e 65 anos de idade como grupo de controle, os estimadores de diferenças-em-diferenças não podem ser tomados como robustos, e, dessa forma, os resultados positivos dos modelos HT não devem ser atribuídos à licença maternidade.

Tabela A3: Robustez para tratamentos fictícios - modelos HT  
Variável dependente: logaritmo do salário horário

Escolaridade	Grupo de controle							
	Homens com carteira				Mulheres entre 36 e 65 anos			
	86	87	89	90	86	87	89	90
Todos	-0.012 (0.004)**	0.005 (0.006)	-0.001 (0.007)	0.026 (0.005)**	0.064 (0.006)**	0.044 (0.007)**	0.032 (0.008)**	0.002 (0.007)
0 a 4	-0.010 (0.009)	0.001 (0.010)	0.002 (0.012)	0.051 (0.011)**	0.064 (0.009)**	0.035 (0.011)**	0.028 (0.012)*	0.009 (0.012)
5 a 8	-0.019 (0.008)*	-0.000 (0.010)	-0.034 (0.011)**	0.029 (0.009)**	0.079 (0.011)**	0.081 (0.013)**	0.022 (0.015)	-0.006 (0.012)
9 a 11	-0.033 (0.007)**	-0.018 (0.010)	-0.025 (0.013)*	0.019 (0.010)	0.063 (0.012)**	0.058 (0.016)**	0.056 (0.018)**	0.080 (0.015)**
mais de 11	-0.004 (0.012)	0.000 (0.016)	0.035 (0.020)	0.037 (0.015)*	0.114 (0.016)**	0.071 (0.020)**	0.069 (0.024)**	0.099 (0.019)**

Notas: Desvios padrão robustos entre parênteses. São utilizados os mesmos regressores da tabela A.1, e reportados apenas os coeficientes de diferença-em-diferenças.

\* significante a 5%; \*\* significante a 1%.

## A.2- A Legislação de Licença Maternidade no Brasil

A licença maternidade no Brasil foi instituída em 1943 com a aprovação da Consolidação das Leis do Trabalho, sendo compulsória desde 1967, visto que era proibido o trabalho da mulher grávida no período de quatro semanas antes e oito semanas após o parto. O artigo 7º, inciso XVIII da Constituição Federal eleva o período de licença de 12 semanas para 120 dias. A proibição do trabalho da gestante nas quatro semanas antes e oito semanas após o parto permaneceu até 2002 quando foi revogada. Os demais aspectos da proteção à maternidade continuam sendo regidos pela seção V do capítulo III da CLT. A seguir destacamos os principais aspectos.

- Não constitui justo motivo de rescisão de contrato de trabalho da mulher o fato de haver contraído matrimônio ou encontrar-se em estado de gravidez.
- A empregada gestante tem direito à licença maternidade de 120 dias, sem prejuízo do emprego e do salário.
- Os períodos de repouso, antes e depois do parto, poderão ser aumentados de duas semanas cada um, mediante atestado médico. (Legislação existente desde 1967)
- É garantido à gestante sem prejuízo do salário e demais direitos, transferência de função se as condições de saúde exigirem, assegurada a retomada da função anteriormente exercida após o retorno ao trabalho.
- Durante o período de licença, a mulher terá direito ao salário integral, e, quando variável, calculado de acordo com a média dos últimos seis meses.
- Para amamentar o filho até que este complete seis meses de idade, a mulher terá direito, durante a jornada de trabalho, a dois descansos especiais, de meia hora cada um. Quando exigir a saúde do filho, o período de seis meses poderá ser dilatado.

No Brasil, o pagamento do salário-maternidade era de responsabilidade direta do empregador até 1974, quando ficou a cargo da Previdência Social. Hoje, o pagamento é efetuado diretamente pelo empregador que depois efetiva a compensação à época do recolhimento das contribuições incidentes sobre a folha de salário. Quem recebe acima do teto



salarial do Ministério do Supremo Tribunal Federal terá o salário-maternidade limitado a R\$12.720.<sup>26</sup>

---

<sup>26</sup> Em 1998, a Portaria No. 4883 do Ministério da Previdência limitou os benefícios da licença em R\$1.200, e estabeleceu que cabia ao empregador complementar o salário da trabalhadora caso fosse maior que este limite. No entanto, essa portaria foi revogada pelo Supremo Tribunal Federal em abril de 2000.

Departamento de Economia PUC-Rio  
Pontificia Universidade Católica do Rio de Janeiro  
Rua Marques de São Vicente 225 - Rio de Janeiro 22453-900, RJ  
Tel.(21) 35271078 Fax (21) 35271084  
[www.econ.puc-rio.br](http://www.econ.puc-rio.br)  
[flavia@econ.puc-rio.br](mailto:flavia@econ.puc-rio.br)