

## OS EFEITOS DO AUMENTO DA LICENÇA-MATERNIDADE SOBRE O SALÁRIO E O EMPREGO DA MULHER NO BRASIL \*

Sandro Sacchet de Carvalho

Do Departamento de Economia da PUC-Rio

Sergio Firpo

Do Departamento de Economia da PUC-Rio

Gustavo Gonzaga

Do Departamento de Economia da PUC-Rio

Este 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 esse aumento tenha efeitos negativos sobre a demanda por trabalho, na medida em que eleva o custo dos empregadores. Por outro, 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 dessas trabalhadoras acumulado à empresa. Utilizamos uma simples metodologia de diferenças em diferenças com base em dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), entre 1986 e 1991. Analisamos as variações nos salários e no emprego ocorridas entre os períodos antes e depois da 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 significativos sobre os salários. Também não foram encontrados indícios de que esse aumento 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.

### 1 INTRODUÇÃO

Desde 1919, a Convenção 003 da Organização Internacional do Trabalho (OIT) 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 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 o controle de características observáveis. Apesar de esse diferencial estar em declínio em diversos países, ainda persiste e varia substancialmente entre eles (BLAU; KAHN, 2003). A literatura internacional, em particular

\* Os autores agradecem os comentários e sugestões de Maurício Cortez Reis, Juliano Assunção e de dois pareceristas anônimos. Gonzaga e Carvalho agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), respectivamente, pelo suporte financeiro.

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 1970 (BLAU; KAHN, 1997; ALTONJI; 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; WAJNMAN, 2000), sendo que a queda da desigualdade salarial ao longo do tempo é também atribuída à queda da discriminação (LEME; WAJNMAN, 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 tende a reduzir seus salários, uma vez que cai o investimento das mulheres em capital humano; diminui as ofertas salariais delas 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 atenção na literatura econômica, e em particular nenhuma atenção na literatura nacional. 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.

Este 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 que o aumento do período de licença-maternidade no Brasil de 12 semanas para 120 dias (aumento de 43%), proporcionado pela Constituição Federal de 1988, exerceu sobre o salário e o emprego das mulheres.

Para tanto, utilizamos a base de dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), entre 1986 e 1991, e empregamos uma metodologia de diferenças em diferenças que explora o fato de que a alteração constitucional teve efeitos diversificados entre os grupos de trabalhadores. Em particular, analisamos as variações nos salários e no emprego ocorridas

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

entre os períodos antes e depois da 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.

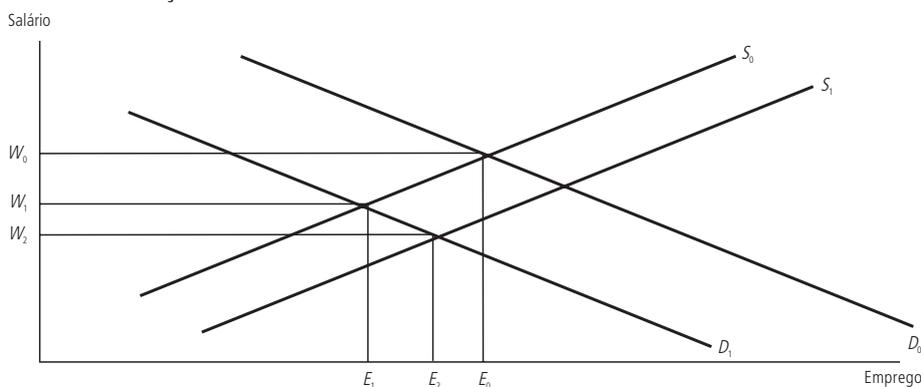
Os resultados mostram que os efeitos do aumento do período de licença-maternidade sobre os salários e o nível de emprego das mulheres afetadas foram bastante reduzidos, sendo estatisticamente insignificantes na maioria dos casos. A relevância desses resultados está em propiciar evidência empírica de que o aumento do período de licença-maternidade produz pouca distorção no mercado de trabalho. Nesse 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 1980 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 artigo 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 seus efeitos. 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

Esta seção 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. O gráfico 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

GRÁFICO 1  
Efeitos da licença-maternidade



vertical 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 diminuindo 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 a contratação, treinamento e salários do trabalhador temporário. Especificamente no Brasil, o pagamento do salário das beneficiárias cabe à previdência social – Instituto Nacional do Seguro 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 120 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 (2005) 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 delas, e 2% na média dos países sul-americanos.<sup>2</sup>

Não obstante, Summers (1989) observa que esse 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 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 o salário cai ainda mais, para  $W_2$ .

Dessa forma, podemos prever que a legislação referente à licença-maternidade deve gerar uma queda no salário relativo das mulheres auxiliadas por ela (as mais

2. O estudo da OIT considera que a principal razão de os 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 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 apêndice.

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 emprego cairá. Se elas 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, elevar a produtividade dessas trabalhadoras. Da mesma forma, podemos esperar efeitos semelhantes para o caso do aumento do período de licença, que é a questão aqui estudada. 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 daquelas 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 em uma nova firma. Portanto, espera-se encontrar efeitos sobre os salários no longo prazo, de forma diferenciada, por grupos de escolaridade, sendo 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 o emprego tendem a ser positivos, mas não significativos no caso norteamericano, onde a licença é curta e não-remunerada, o que deve gerar poucos incentivos às mulheres de elevação da sua oferta de trabalho.

Waldfoegel (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 delas em benefício e os seus níveis de emprego e salários. Para tanto, a autora usa um estimador de 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 onde já havia alguma legislação para diferentes grupos de tratamento e controle. Waldfoegel 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 1 ano de idade. Entretanto, a autora não encontra evidências relevantes 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 a leva a interpretar que os possíveis efeitos positivos e negativos da legislação tenham se contrabalançado.

Baum (2003) observa que Waldfoegel (1999) não identifica apropriadamente as mulheres cobertas pela legislação e propõe usar uma base de dados longitudinal, que as acompanha entre 1986 e 1994, a fim de melhor identificar as trabalhadoras que se encontram empregadas em firmas atingidas pelo FMLA. De forma similar a Waldfoegel (1999), o autor identifica os efeitos da licença-maternidade comparando mulheres que viviam em estados sem legislação prévia sobre o benefício com mulheres que viviam em estados que garantiam o direito à licença antes do FMLA. Os resultados de seus modelos de diferenças em diferenças mostram um efeito positivo sobre emprego, porém não-significativo 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 também conhecido na literatura por *heckit*, após Heckman (1979), mas os resultados não foram estatisticamente diferentes dos anteriores. O autor interpreta os resultados como consequência do fato de que, como a licença não é remunerada nos Estados Unidos, 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.

3. O FMLA 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.

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 1969-1993. 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 do que ocorre nos Estados Unidos, cujo caso é analisado em estudos anteriores.<sup>5</sup> Controlando os efeitos específicos de cada país e do tempo o autor estima um modelo de 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 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, entre 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* repetidos 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 em 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. 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), Chatterji e Markowitz (2004) e Lero (2003), os quais trazem um resumo

4. Mais especificamente, Ruhm investiga o impacto da legislação sobre a proporção do número de mulheres empregadas sobre a População Economicamente Ativa (PEA).

5. 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.

dos principais resultados empíricos a respeito dos efeitos que os aumentos na licença-maternidade exercem sobre a saúde.

## 4 DADOS E METODOLOGIA

### 4.1 A base de dados

A análise empírica realizada neste trabalho baseia-se nos dados contidos na PME, que é uma pesquisa domiciliar mensal destinada a coletar dados sobre o mercado de trabalho, realizada nas seis maiores regiões metropolitanas (RMs) 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 ela segue uma estrutura de painel rotativo. Cada domicílio é entrevistado por quatro meses seguidos e então é retirado da amostra por oito meses, depois desse tempo 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, RM e 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/ou 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 ocorreram 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.

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 posterior à Constituição. Por sua vez, os homens revelam uma taxa de participação bem mais elevada, assim como uma jornada de trabalho maior. Entretanto, as taxas de desemprego e as médias educacionais se mostraram bastante semelhantes entre os gêneros nos dois períodos. A tabela mostra também que os homens se

TABELA 1  
**Estatísticas descritivas**

	Homens		Mulheres	
	Pré-Constituição	Pós-Constituição	Pré-Constituição	Pós-Constituição
Número de observações	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	3,70
Média do salário horário <sup>a</sup>	5,23 (9,10)	4,20 (7,73)	3,26 (5,76)	2,76 (4,91)
Média de horas trabalhadas	44,75 (10,45)	43,31 (9,83)	38,88 (12,83)	38,24 (11,92)
Educação média	6,77 (4,36)	7,01 (4,36)	6,39 (4,37)	6,74 (4,41)
Idade média	36,62 (12,18)	36,76 (12,03)	37,03 (12,31)	37,23 (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
Funcionário público	9,18	8,62	15,88	15,35
Ramo de atividade (%)				
Indústria de transformação	26,48	24,62	15,68	14,57
Construção civil	11,51	12,12	0,68	0,79
Comércio	13,37	14,23	13,08	14,01
Serviços	37,90	38,80	64,92	65,15
Número de ocupados	1.012.856	924.895	674.858	582.149

Fonte: IBGE/PME.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

<sup>a</sup> Os valores estão em reais de janeiro de 2002.

encontram mais representados entre os trabalhadores com carteira e entre os empregadores, enquanto as mulheres estão mais representadas entre os sem carteira e os funcionários públicos. Elas se concentram basicamente no setor de serviços, enquanto eles 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 afetados pela legislação, isto é, o grupo de tratamento, e aqueles não 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:

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

onde  $i$  denota o indivíduo,  $t$  representa cada mês,  $Y$  é a variável dependente de interesse,  $W$  é um vetor de características observáveis (educação, idade, RM 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 1, 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 0. Neste trabalho estimamos essa equação utilizando as observações agrupadas (*pooling*). Somente usamos a estrutura de painel da PME na tabela 7 e no apêndice, onde utilizamos também a metodologia de Hausman e Taylor para averiguar mais a fundo os possíveis efeitos que a licença-maternidade teve sobre os salários. É fácil verificar que, dada a hipótese de identificação, o parâmetro de diferenças em diferenças corresponde a:

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

6. 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.

Em outras palavras, a média da diferença antes e depois da Constituição para o grupo de tratamento é subtraída da média da diferença antes e depois da 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 analisado.

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:

$$\begin{aligned} \gamma_{3,0,5} = & med[Y_{it} | W_{it}, trat = 1, const = 1] - \\ & - med[Y_{it} | W_{it}, trat = 1, const = 0] - \\ & - [med[Y_{it} | W_{it}, trat = 0, const = 1] - \\ & - med[Y_{it} | W_{it}, trat = 0, const = 0]] \end{aligned} \quad (3)$$

#### 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 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 grupos de tratamento e controle serão captadas pela estimativa de diferenças em diferenças. Para controlar os efeitos das mudanças macroeconômicas que tenham afetado ambos os grupos, introduzimos na equação (1) variáveis *dummies* 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

7. 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 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 atingem 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.

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 mais experientes. De fato, o aumento da licença-maternidade foi a única mudança constitucional que só atingia 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. Esta tabela revela que as

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		Mulheres com carteira entre 36 e 65 anos		Mulheres sem carteira entre 20 e 35 anos	
	Pré-Constituição	Pós-Constituição	Pré-Constituição	Pós-Constituição	Pré-Constituição	Pós-Constituição	Pré-Constituição	Pós-Constituição
Proporção na amostra (%)	9,55	9,87	19,51	18,58	1,18	1,34	3,16	2,96
Média do salário horário <sup>a</sup>	3,19 (3,84)	2,58 (3,37)	4,26 (5,45)	3,35 (4,63)	3,39 (5,72)	2,95 (4,71)	1,45 (3,52)	1,28 (2,92)
Média de horas trabalhadas	42,14 (8,88)	41,11 (8,12)	44,67 (8,07)	43,15 (7,30)	42,82 (9,48)	41,39 (8,51)	43,05 (13,99)	41,55 (12,79)
Educação média	8,72 (3,98)	8,89 (3,89)	7,44 (3,93)	7,60 (3,88)	5,90 (4,47)	6,48 (4,65)	6,04 (4,03)	6,51 (4,06)
Idade média	26,62 (4,46)	26,88 (4,49)	27,20 (4,51)	27,37 (4,50)	44,10 (6,71)	44,13 (6,74)	26,00 (4,57)	26,32 (4,58)
Ramos de atividade (%)								
Ind. de transformação	29,44	26,62	39,82	37,27	24,18	23,22	13,68	12,45
Construção civil	1,51	1,64	8,22	7,94	0,92	1,18	0,55	0,70
Comércio	17,79	18,00	13,59	14,58	9,72	9,65	8,28	9,12
Serviços	50,97	53,54	37,53	39,49	64,54	65,45	76,18	76,10
Número de observações	204.167	171.255	388.858	301.907	89.953	86.681	66.506	51.455

Fonte: IBGE/PME.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

<sup>a</sup> Os valores estão em reais de janeiro de 2002.

8. 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.

9. Na verdade, foi criada também uma licença-paternidade, mas como foi de apenas cinco dias, seu efeito certamente foi desprezível. Para uma exposição de todas as mudanças introduzidas na Constituição de 1988, ver Barros, Corseuil e Bahia (1999).

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 compõem o grupo mais educado, enquanto 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 essas características no modelo de diferenças em diferenças para identificarmos corretamente os efeitos da legislação.<sup>10</sup>

## 5 ESTIMAÇÃO DOS EFEITOS DO AUMENTO NA LICENÇA-MATERNIDADE EM 1988 NO BRASIL

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

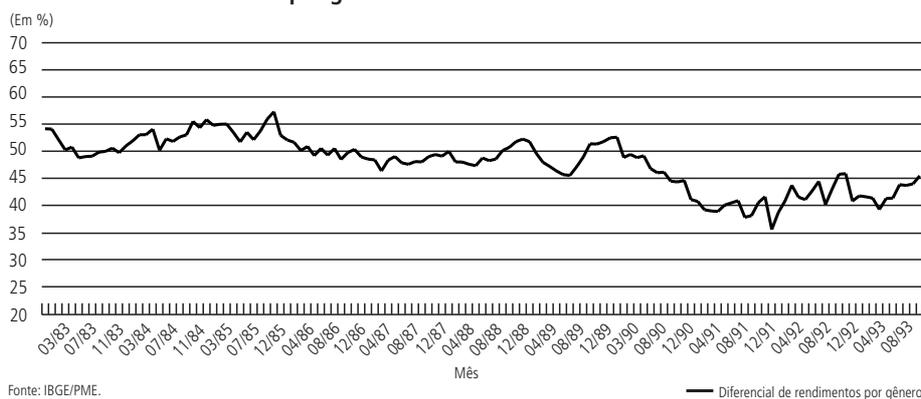
#### 5.1.1 Análise descritiva: a evolução do diferencial de rendimentos por gênero

Os gráficos 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> Os gráficos procuram mostrar a tendência do diferencial salarial controlando as características observáveis, de modo que cada ponto desses gráficos 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 RMs e ramo de atividade.

O gráfico 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

GRÁFICO 2

#### Diferencial de rendimentos por gênero



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

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

GRÁFICO 3

**Diferencial de rendimentos por gênero, segundo a escolaridade**

(Em %)

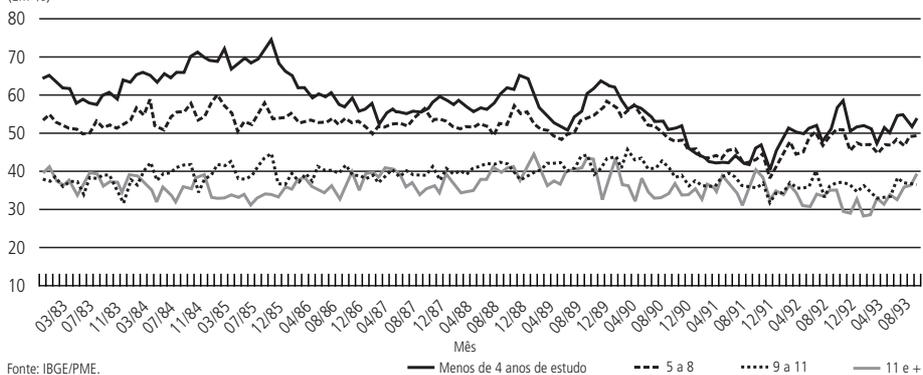


GRÁFICO 4

**Diferencial de rendimentos por gênero, segundo a posição na ocupação**

(Em %)

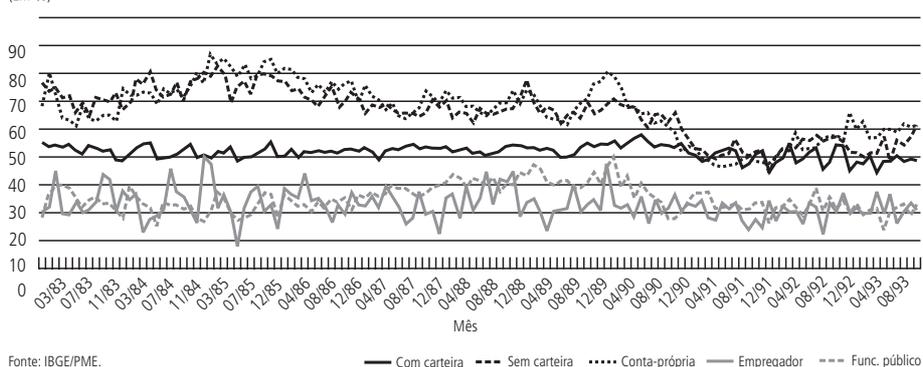
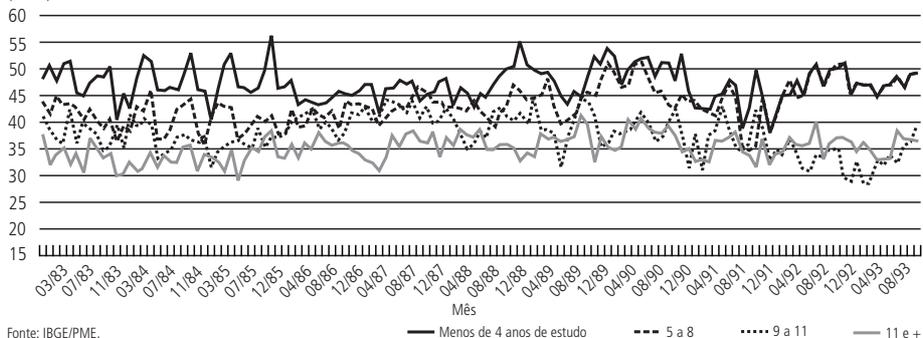


GRÁFICO 5

**Diferencial de rendimentos por gênero entre os trabalhadores com carteira, segundo a escolaridade**

(Em %)



anterior à Constituição. Entretanto, o que chama mais a atenção é a forte queda do diferencial a partir de 1990. O gráfico 3 mostra a evolução do diferencial salarial para quatro grupos de escolaridade. Pode-se observar que, apesar de ser decrescente com a educação, o diferencial é convergente para os quatro grupos de escolaridade apresentados. Enquanto 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 4 anos de estudo.

O fato de se observar um forte declínio do diferencial salarial após 1990, no gráfico 2, e para aqueles com menos educação, no gráfico 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 competição maior 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>

Entretanto, o gráfico 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 1990 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 competição maior 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 nesta subseção. Dado que as mulheres com carteira constituem nosso grupo de tratamento, o gráfico 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 aqueles com menor educação. Para averiguar se a diminuição do diferencial salarial por gênero é específica para os trabalhadores com menor educação, o gráfico 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 dos gráficos 4 e 5 nos

12. Black e Brainard (2004) concluem que uma abertura comercial maior 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.

permitem antecipar que o efeito do aumento da licença-maternidade na Constituição de 1988 sobre os salários das trabalhadoras não deve ter sido significativo.

### 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 entre 36 e 65 anos como grupo de controle, o efeito da licença-maternidade sobre o salário das trabalhadoras com carteira assinada fica positivo, entretanto, não estatisticamente diferente de 0.<sup>14</sup>

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 0.

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 *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

13. O coeficiente de diferenças em diferenças – parâmetro  $\gamma_3$  da equação (1) – é dado pela linha dif.-dif. nas tabelas a seguir.

14. Também estimamos, como teste de robustez, regressões para os anos de 1986-1987 e 1990-1991 como se a alteração constitucional tivesse ocorrido 24 meses antes e 24 meses depois, respectivamente. Dessa forma, podemos verificar se os resultados encontrados para 1988-1989 são diferentes ou não dos outros anos. Os resultados, não-reportados, não alteram a conclusão de que a licença-maternidade teve efeitos pequenos e estatisticamente insignificantes sobre o salário.

TABELA 3  
**Efeitos da licença-maternidade sobre os salários: regressões *pooling***  
 (Variável dependente: logaritmo do salário horário)

Variáveis	Homens com carteira		Mulheres entre 36 e 65 anos	
	(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 <sup>2</sup>	-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)**
Diferenças em diferenças	-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 de atividade	Sim	Sim	Sim	Sim
Região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummy</i> para os anos	Não	Sim	Não	Sim
Número de observações	278.073	860.656	138.787	435.080
$R^2$	0,48	0,51	0,50	0,52

Fonte: IBGE/PME.

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.

\* Significativo a 5%.

\*\* Significativo a 1%.

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.

Os resultados das colunas (b) da tabela 4 sugerem que os efeitos foram ligeiramente mais negativos para as trabalhadoras com pouca ou nenhuma escolaridade,

TABELA 4

**Efeitos da licença-maternidade sobre os salários por escolaridade: regressões *pooling***  
(Variável dependente: logaritmo do salário horário)

Anos de estudo	Homens com carteira		Mulheres entre 36 e 65 anos	
	(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]
11 e +	-0,012 (0,019) [37.786]	0,018 (0,013) [115.849]	0,003 (0,030) [21.655]	0,004 (0,023) [66.802]

Fonte: IBGE/PME.

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.

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 mais 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 entre 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.

O painel A mostra os resultados por quantil para ambos os grupos de controle, enquanto o painel B, à guisa de comparação, mostra os resultados de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) 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 (1988-1989), 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 (1986-1991) 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.

TABELA 5  
**Efeitos da licença-maternidade sobre os salários: regressões quantílicas**

	Grupo de controle			
	Homens com carteira		Mulheres entre 36 e 65 anos	
	1988-1989	1986-1991	1988-1989	1986-1991
Painel A: regressões quantílicas				
Quantil				
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: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) (extraídos das tabelas 3 e 4)				
Escolaridade (MQO)				
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)
11 e +	-0,012 (0,019)	0,018 (0,013)	0,003 (0,030)	0,004 (0,023)

Fonte: IBGE/PME.

Notas: Desvios-padrão entre parênteses. Os números de observações do painel A são os mesmos da tabela 3.

\*\* Significativo a 1%.

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 significativos para os quantis mais altos. Investigações adicionais são reportadas no apêndice usando-se 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 tiver filho. Assim sendo, se o aumento da licença-maternidade teve um efeito positivo sobre os salários deveríamos verificar um crescimento na duração média do emprego da mulher, e também uma queda na probabilidade de ela 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 Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (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:

$$d_{it} = \alpha + \beta W_{it} + \gamma_1 \text{trat}_{it} + \gamma_2 \text{const}_{it} + \gamma_3 \text{trat}_{it} * \text{const}_{it} + u_{it} \quad (4)$$

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:

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

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  $\text{trat} = 1$  e  $\text{const} = 1$ ; quando  $\text{trat} = 1$  e  $\text{const} = 0$ ; quando  $\text{trat} = 0$  e  $\text{const} = 1$ ; e quando  $\text{trat} = 0$  e  $\text{const} = 0$ .<sup>16</sup>

15. 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 das que pedem para sair dele deveria cair.

16. Os desvios-padrão dessa estimativa são calculados por *bootstrap* com 100 repetições. Para maiores detalhes dessa estimativa, ver a seção seguinte.

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. Isso 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 as dos desempregados há menos de seis meses.<sup>17</sup>

Utilizando-se 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 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>

TABELA 6

**Efeitos da licença-maternidade sobre a duração do emprego (a) e a probabilidade de pedir demissão (b)**

	Homens com carteira	
	(a)	(b)
Todos	-0,009 (0,080) [40.715]	-0,002 (0,009) [40.715]
Por escolaridade		
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]
11 e +	-0,063 (0,274) [2.981]	-0,013 (0,032) [2.981]

Fonte: IBGE/PME.

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.

17. 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.

18. 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 aos da tabela 6.

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 1988 tivesse elevado a retenção das mulheres no emprego. Esse resultado revela que as mulheres com carteira teriam tido uma ligeira queda na duração do emprego, porém não significativa estatisticamente, após a Constituição de 1988, relativamente aos homens com carteira. Contudo, a segunda coluna mostra que o aumento da licença-maternidade teve praticamente nenhum efeito sobre a probabilidade de a 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 da 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-significativos, 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 essa hipótese.

## 5.2 Os efeitos da licença-maternidade sobre o 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 delas, 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. Vemos, em primeiro lugar, que as trabalhadoras com carteira têm uma probabilidade menor que os homens de entrar no desemprego. Por exemplo, enquanto a chance de uma trabalhadora jovem ficar desempregada no ano seguinte à Constituição de 1988 era de 2,94%, para os

19. 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  $t$ .

TABELA 7  
**Transições**  
 (Valores em %)

Transições entre $t$ e $t + 1$	1986-1987	1988-1989	1990-1991
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	7,10	8,56
Mulheres entre 36 e 65 anos ( $t$ ) para informalidade ( $t + 1$ )	6,54	6,43	8,26

Fonte: IBGE/PME.

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

homens essa probabilidade era de 3,43%. Da mesma forma, observamos que a chance de as trabalhadoras jovens entrarem no desemprego era menor no ano seguinte à alteração constitucional do que nos outros anos analisados (1986-1987 e 1990-1991). No entanto, o mesmo comportamento é visto entre os trabalhadores jovens.

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 essa 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 de ingresso 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 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 subseção 5.1.3, e estimaremos o seguinte modelo *probit*:

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

onde  $E$  é uma variável que assume valor 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 já brevemente mencionado, 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:

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

Dessa forma, podemos calcular a estimativa de diferenças em diferenças 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 1986-1987 e 1990-1991 (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

20. Isto é: quando  $\text{trat} = 1$  e  $\text{const} = 1$ ; quando  $\text{trat} = 1$  e  $\text{const} = 0$ ; quando  $\text{trat} = 0$  e  $\text{const} = 1$ ; e quando  $\text{trat} = 0$  e  $\text{const} = 0$ .

TABELA 8  
**Efeitos da licença-maternidade sobre o emprego**  
 (Estimativas de diferenças em diferenças para o emprego)

Grupo de controle	1988-1989	1986-1991
Homens com carteira	0,004 (0,007) [321.918]	0,007 (0,004)[1.006.015]
Mulheres entre 36 e 65 anos	0,004 (0,010) [158.150]	-0,005 (0,005) [507.301]

Fonte: IBGE/PME.

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.

da mulher em somente 0,4% no curto prazo, mas esse resultado não é estatisticamente significativo. Os resultados para os anos 1986-1987 e 1990-1991 mostram um padrão semelhante.<sup>21</sup>

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 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 deveriam acarretar uma queda maior dos salários no novo equilíbrio de mercado. Ademais, como ressaltado na seção 2, o recente estudo da OIT (2005) 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

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

TABELA 9

**Efeitos da licença-maternidade sobre a taxa de participação**

(Estimativas de diferenças em diferenças para a taxa de participação)

Grupo de controle	1988-1989	1986-1991
Homens com carteira	-0,004 (0,005) [743.467]	0,007 (0,002)** [2.325.068]
Mulheres entre 36 e 65 anos	-0,005 (0,003) [735.876]	-0,020 (0,002)** [2.135.683]

Fonte: IBGE/PME.

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.

\*\* Significativo a 1%.

do mercado de trabalho e 0, caso contrário, e calculam-se 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, como grupos de controle temos as mulheres entre 36 e 65 anos. 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.

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, teriam 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 diferenças 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, como grupos de controle temos as mulheres entre 36 e 65 anos. A tabela 10 mostra os resultados.

Os resultados da tabela 10 corroboram os encontrados na tabela 7, ou seja, parece ter havido uma formalização maior 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 1986-1987 em um teste de robustez, o que tornaria precipitado atribuir esse resultado ao aumento da licença-maternidade. Ademais, os resultados positivos não se repetem

TABELA 10

**Efeitos da licença-maternidade sobre o emprego formal**  
(Estimativas de diferenças em diferenças para o emprego formal)

Grupo de controle	1988-1989	1986-1991
Homens com carteira	0,015 (0,005)** [405.543]	0,029 (0,002)** [1.270.851]
Mulheres entre 36 e 65 anos	-0,006 (0,006) [226.885]	-0,023 (0,004)** [920.252]

Fonte: IBGE/PME.

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.

\*\* Significativo a 1%.

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

Este artigo 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 reflexo negativo sobre as mulheres em idade fértil porque impõe custos sobre os empregadores. Por outro, 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 cada vez que engravida.

Na parte empírica, utilizando dados da PME, 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 diversos para diferentes grupos de trabalhadores.

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

O pequeno impacto sobre os salários é semelhante aos resultados encontrados em 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 essa 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 aumentem a ação discriminatória em relação à mulher no mercado de trabalho. Dessa forma, propostas que visem 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 usufruto desse benefício tende a ser bastante grande para mães e recém-nascidos. 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.

#### ABSTRACT

This paper is aimed at estimating 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 negative effects on labor demand due to increased 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 the Monthly Employment Survey 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.

### REFERÊNCIAS

- ALTONJI, J. G.; BLANK, R. M. Race and gender in the labor market. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. *Handbook of Labor Economics*. North-Holland, 1999, v. 3.
- BARROS, R. P. de; CORSEUIL, C. H.; BAHIA, M. *Labor market regulations and the duration of employment in Brazil*. Rio de Janeiro, Ipea, 1999 (Texto para discussão, n. 676).
- BALTAGI, B. *Econometric analysis of panel data*. Chichester: John Wiley, 2002.
- BAUM, C. 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, G. S. *The economics of discrimination*. Chicago: Chicago University Press, 1957.
- BLACK, S. 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, F. D.; 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.; MARKOWITZ, S. *Does the length of maternity leave affect maternal health?* NBER, 2004 (Working Paper, n. 10.206).
- CORCORAN, M.; 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, R. Unobservable individual effects in unbalanced panel data. *Economics Letters*, v. 58, p. 39-42, 1998.
- GONZAGA, G. 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.
- HAUSMAN, J.; TAYLOR, W. Panel data and unobservable individual effect. *Econometrica*, v. 49, n. 6, p. 1.377-1.398, 1981.
- HECKMAN, J. J. Sample selection as a specification error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.
- KLERMAN, J. A.; LEIBOWITZ, A. Labor supply effects of state maternity leave legislation. In: BLAU, F.; EHRENBERG, R. (Eds.). *Gender and family issues in the workplace*. New York: Russel Sage Foundation Press, 1997.
- LEME, M. C.; WAJNMAN, 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.; 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, R. E.; BARR, R. G.; PETERS, R. de V. (Eds.). *Encyclopedia on Early Childhood Development* [online]. Montreal, Quebec: Centre of Excellence for Early Childhood Development; 2003. p.1-9. Disponível em: <<http://www.excellence-jeunesenfants.ca/documents/LeroAnGxp.pdf>>.

McGOVERN, P.; DOWD, B.; GJERDINGEN, D.; MOSCOVICE, I.; KOCHEVAR, L.; LOHMAN, B. Time off work and the postpartum health of employed women. *Medical Care*, v. 35, n. 5, p. 507-521, 1997.

MEITZEN, M. E. Differences in male and female job-quitting behavior. *Journal of Labor Economics*, v. 4, n. 2, p. 151-167, 1986.

MEYER, B. D. Natural and quasi-experiments in economics. *Journal of Business and Economics Statistics*, v. 13, n. 2, 1995.

OIT. *A situação da mulher no mercado de trabalho e o papel da OIT*. 2005. Mimeo.

PAZELLO, 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, João Pessoa: Anpec, 2004.

ROYALTY, A. 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, C. 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. 931-60, 2000.

SUMMERS, L. H. Some simple economics of mandated benefits. *American Economic Review*, v. 79, n. 2, p.177-83, 1989.

WALDFOGEL, J. The impact of the family and medical leave act. *Journal of Policy Analysis and Management*, v. 18, p. 281-302, 1999.

WINEGARDEN, C. R.; BRACY, P. M. Demographic consequences of maternal-leave programs in industrial countries: evidence from fixed-effects models. *Southern Economic Journal*, v. 61, p. 1.020-1.035, 1995.

ZVEGLICH, J. E.; RODGERS, Y. M. The impact of protective measures for female workers. *Journal of Labor Economics*, v. 21, n. 3, p. 533-555, 2003.

(Originais recebidos em setembro de 2006. Revistos em outubro de 2006.)

## APÊNDICE

### A.1 Estrutura de painel e estimação pelo método de Hausman-Taylor

Para averiguarmos mais profundamente os efeitos que a licença-maternidade teve sobre os salários, através de maior aderência da mulher ao emprego e ao mercado de trabalho, utilizamos neste 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 essa 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:

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + Z_i\delta + \mu_i + v_{it} \quad (\text{A.1})$$

onde  $X_{it}$  são as variáveis independentes que variam no tempo,  $Z_i$  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 Mínimos Quadrados Generalizados (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) – daqui em diante referidos apenas como HT – 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  $\nu_{it}$ , enquanto  $X_2$  e  $Z_2$  são considerados endógenos, isto é, correlacionados com  $\mu_i$ , mas não com  $\nu_{it}$ . HT propõem estimarmos por Mínimos Quadrados de Dois Estágios (MQ2E) o modelo transformado:

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

usando  $A = [QX_1, QX_2, PX_1, Z_1]$  como instrumentos. Onde  $u_{it} = \mu_i + \nu_{it}$ ,  $\hat{\Omega}^{-1/2} = Q + \theta P$ ;  $Q$  é a matriz que transforma os dados em desvios da média;  $P$  é a matriz que gera os vetores de médias; e  $\theta = \sqrt{\hat{\sigma}_\nu^2} / (\hat{\sigma}_\nu^2 + T \hat{\sigma}_\mu^2)$ .<sup>22</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>23</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-se 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, eliminamos essas observações da amostra e mantivemos a educação como uma variável constante no tempo. Não obstante, uma vez que 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  $X_1 = [\text{idade, idade ao quadrado, dummies de ramo de atividade, Constituição, dif.-dif.}]$ ,  $Z_1 = [\text{mulher, dummies para RM}]$  e  $Z_2 = [\text{educação}]$ .<sup>24</sup> Para as mulheres entre 36 e 65 anos como grupo de controle incluímos a *dummy* para mulheres jovens em  $Z_1$ . As tabelas A.1 e A.2 mostram os resultados.

As informações contidas nessas tabelas são mistas. Usando-se essa metodologia, o impacto do aumento da licença-maternidade sobre salários continua pequeno e

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

23. Gardner (1998) mostra que, no caso de um painel desbalanceado, como neste trabalho, os instrumentos apropriados são

$$A = [QX_1, QX_2, \theta_1 PX_1, \theta_1 Z_1]$$

onde:

$$\theta_i = \sqrt{\hat{\sigma}_\nu^2} / (\hat{\sigma}_\nu^2 + T_i \hat{\sigma}_\mu^2)$$

24. Os resultados foram robustos à inclusão de qualquer variável de  $X_1$  em  $X_2$ .

TABELA.1

**Efeitos da licença-maternidade sobre os 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)**
Dif, -dif,	0,000 (0,005)	0,036 (0,006)**
Constante	0,036 (0,004)**	0,008 (0,006)
Outros controles		
Ramo de atividade	Sim	Sim
Região metropolitana	Sim	Sim
Dummy para os anos	Sim	Sim
Número de observações	387.318	204.176
R <sup>2</sup>	0,12	0,21

Fonte: IBGE/PME.

Nota: Desvios-padrão robustos entre parênteses.

\*\* Significativo a 1%.

estatisticamente insignificante quando temos homens com carteira como grupo de controle, enquanto o aumento da licença parece ter elevado os salários das mulheres quando consideramos as que têm entre 36 e 65 anos de idade como grupo de controle. Novamente, os efeitos parecem ser mais pronunciados para as trabalhadoras mais educadas.

TABELA A.2

**Efeitos da licença-maternidade sobre os 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	11 e +
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)**

Fonte: IBGE/PME.

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

\*Significativo a 5%.

\*\* Significativo a 1%.

Na tabela A.3 realizamos um teste de robustez, onde criamos experimentos fictícios alterando o ano em que o tratamento teria ocorrido para os modelos HT. Uma condição de identificação do estimador de diferenças em diferenças é que este deveria ser 0 na ausência do tratamento. Portanto, se isso não for observável nesse teste de robustez, certamente não poderemos afirmar que o efeito positivo captado nas tabelas A.1 e A.2 possa 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

TABELA.3

**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			
	1986	1987	1989	1990	1986	1987	1989	1990
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)**
11 e +	-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)**

Fonte: IBGE/PME.

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

\*Significativo a 5%.

\*\* Significativo a 1%.

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.

### 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 (CLT), 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 depois do 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; e
- para amamentar o filho até que complete seis meses de idade, a mulher terá direito, durante a jornada de trabalho, a dois descansos especiais, de meia hora cada um; quando o 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 de um ministro do Supremo Tribunal Federal terá o salário-maternidade limitado a R\$ 12.720.<sup>25</sup>

25. Em 1998, a Portaria 4.883 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 esse limite. No entanto, essa portaria foi revogada pelo Supremo Tribunal Federal em abril de 2000.

