

4

Estimação dos efeitos do aumento da licença maternidade no caso brasileiro

4.1

Dados e Metodologia

Toda a análise contida 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 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.

Para analisar os efeitos do aumento da licença maternidade na Constituição de 88 sobre as mulheres, empregamos a metodologia de diferença-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.

A estimativa de diferença-em-diferenças para os efeitos da mudança constitucional sobre o grupo de tratamento é fornecido pelo coeficiente γ_3 da seguinte regressão:

$$Y_{it} = \alpha + \beta W_{it} + \gamma_1 trat_{it} + \gamma_2 const_{it} + \gamma_3 trat_{it} * const_{it} + u_{it} \quad (1)$$

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), $trat$ é uma dummy para o grupo de tratamento, $const$ é uma dummy para o período de mudança na legislação que é um após novembro de 1988.¹⁷ Neste trabalho estimamos esta equação utilizando tanto a estrutura de painel da PME, quanto as observações agrupadas (*pooling*).

É fácil verificar que a estimativa de diferenças em diferenças é:

$$\begin{aligned} \gamma_3 = & E[Y_{it} | W_{it}, trat=1, const=1] - E[Y_{it} | W_{it}, trat=1, const=0] - \\ & - [E[Y_{it} | W_{it}, trat=0, const=1] - E[Y_{it} | W_{it}, trat=0, const=0]]. \end{aligned}$$

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. Essa estimativa nos dá o efeito médio do tratamento sobre o grupo tratado.

Neste trabalho definimos 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. Um outro grupo de controle que poderíamos usar seria as mulheres entre 20 e 35 anos sem carteira assinada, no entanto, esse 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. Por isso, optamos por reportar os resultados para esse grupo de controle separadamente no Apêndice ao capítulo 4.

Alguns outros pontos precisam ser levantados a respeito da validade dessa metodologia. Primeiro, quaisquer outras mudanças na Constituição de 1988 ou nas condições macroeconômicas que tenham afetado diferentemente os grupos de tratamento e controle serão captados pela estimativa de diferenças em diferenças. Para tentar controlar os efeitos das mudanças macroeconômicas introduzimos na equação (1) *dummies* para cada ano quando apropriado. No entanto, quaisquer mudanças que não sejam adequadamente controladas dessa 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.¹⁸ Quanto às outras mudanças constitucionais podemos argumentar que o aumento da licença maternidade tenha sido 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.^{19 20}

¹⁷ 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.

¹⁸ Para o caso das mulheres sem carteira como grupo de controle há boas razões em esperar que as condições macroeconômicas as tenham afetado de maneira diferente do que o grupo de tratamento. Por exemplo, a abertura comercial ocorrida a partir de 1990 deve ter tido impactos diferentes sobre o setor formal e informal, visto que o setor informal é mais concentrado em *non-tradables*.

¹⁹ 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 todas as mudanças introduzidas na Constituição de 88 ver Barros, Corseuil e Bahia (1999).

²⁰ Esse argumento certamente não se aplica às mulheres sem carteira como grupo de controle, já que todas as outras mudanças constitucionais afetaram de modo diferente esse grupo de controle e o grupo de tratamento. No Apêndice A discutimos como procuramos contornar esse problema quando usamos as trabalhadoras sem carteira como grupo de controle.

Outro ponto importante é que além de não terem sido afetados pela legislação, os grupos de controle, idealmente, deveriam ter características próximas ao grupo de tratamento. A Tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas que mostram as características básicas para homens e mulheres, antes e depois da Constituição de 1988.

A tabela 1 confirma que as mulheres ganhavam menos que os homens e que os rendimentos reais 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. A tabela também mostra 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, já os homens estão relativamente distribuídos entre os ramos de atividade.

Tabela 1: Estatísticas descritivas

	Homens		Mulheres	
	Pré-Constituição	Pós-Constituição	Pré-Constituição	Pós-Constituição
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	3,69
Média do Salário Horário*	5,23	4,2	3,28	2,76
Média Horas trabalhadas	44,34	43,34	38,27	38,25
Educação Média	6,77	7,01	6,39	6,73
Idade Média	36,62	36,76	37,03	37,23
<i>Posição na Ocupação</i>				
Com Carteira	57,05	54,74	43,56	44,31
Sem Carteira	10,62	10,74	15,11	13,79
Conta-Própria	17,17	19,64	21,48	22,22
Empregador	5,75	6,06	2,13	2,54
Func. Público	9,18	8,62	15,88	15,35
<i>Ramo de Atividade</i>				
Ind. Transformação	26,48	24,62	15,68	14,59
Const. Civil	11,51	12,12	0,68	0,79
Comércio	13,37	14,23	13,08	13,99
Serviços	37,9	38,8	64,92	65,15

* Os valores estão em reais de janeiro de 2002.

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.²¹

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	Pós	Pré	Pós
Proporção na amostra	4,37	4,51	8,01	7,90
Média do Salário Horário*	2,70	2,61	3,56	3,44
Média Horas trabalhadas	41,61	41,02	44,13	43,04
Educação Média	9,06	9,01	7,70	7,71
Idade Média	26,34	26,38	27,06	27,04
<i>Ramo de Atividade</i>				
Ind. Transformação	28,22	27,87	38,81	39,0
Const. Civil	1,65	1,65	7,86	7,62
Comércio	18,74	18,53	14,19	14,59
Serviços	52,20	51,75	38,53	38,20
	Mulheres com carteira entre 36 e 65 anos		Mulheres sem carteira entre 20 e 35 anos	
	Pré	Pós	Pré	Pós
Proporção na amostra	2,13	2,21	1,28	1,22
Média do Salário Horário*	3,09	3,02	1,26	1,23
Média Horas trabalhadas	42,09	41,38	41,26	41,13
Educação Média	6,37	6,43	6,66	6,79
Idade Média	44,10	44,14	25,60	25,61
<i>Ramo de Atividade</i>				
Ind. Transformação	23,45	24,35	13,88	14,06
Const. Civil	1,17	1,05	0,69	0,59
Comércio	10,12	9,81	10,19	10,06
Serviços	64,68	64,27	73,80	73,42

* Os valores estão em reais de janeiro de 2002.

²¹ Para uma exposição dos possíveis problemas que podem afetar a metodologia de diferença-em-diferenças ver Meyer (1995).

4.2

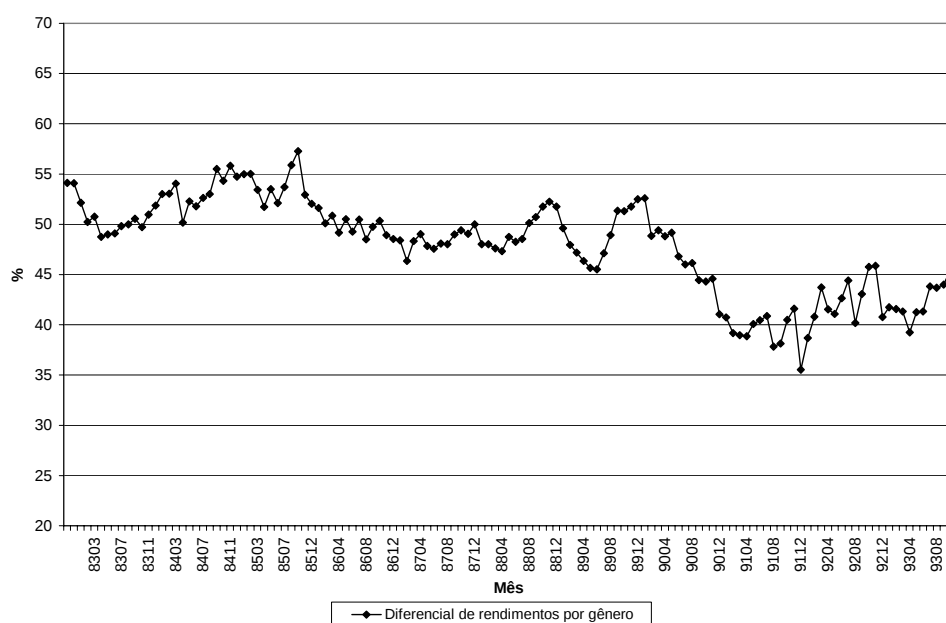
Os efeitos da licença maternidade sobre salários

4.2.1

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.²² As figuras procuram mostrar a tendência do diferencial salarial controlando para 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 regiões metropolitanas e ramo de atividade.

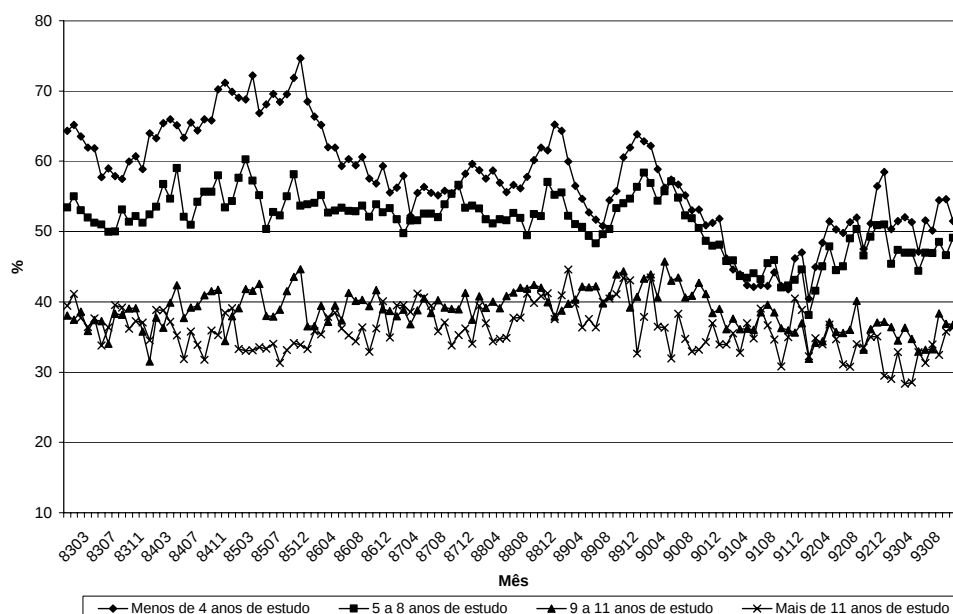
Figura 2: Diferencial de rendimento por gênero; 1983-1993



²² Excepcionalmente nesta subseção utilizamos dados da PME entre os anos de 1983 e 1993.

A figura 2 mostra que o diferencial de salários por gênero, que caiu de 55% em 83 para 45% em 93, apresentou um lento declínio para o período durante o período anterior a 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 3: Diferencial de rendimentos por gênero segundo escolaridade; 1983-1993

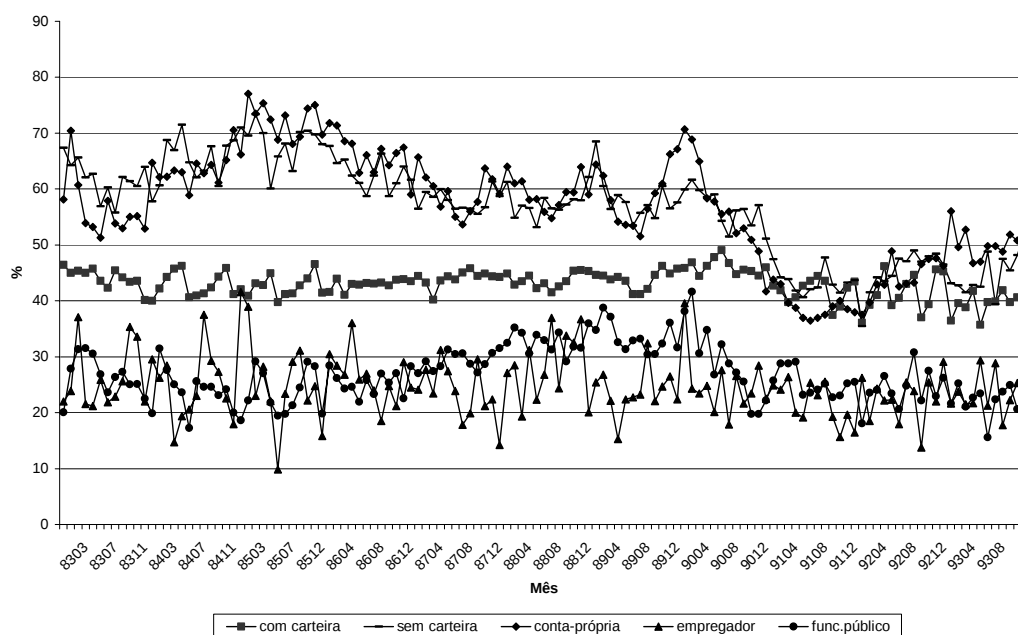


O fato de se observar um forte declínio do diferencial salarial após 1990 na figura 2 e para aqueles com menos educação na figura 3, sugere que possa ter havido algum efeito da abertura comercial sobre o diferencial salarial por gênero. De fato, o modelo de Becker (1957) prevê que uma maior competição no mercado de produto, ao apertar a margem de lucro, diminuiria a capacidade de discriminação, que implica em maiores custos, por parte do empresário.²³

²³ 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.

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 período. Esse resultado é de suma importância para essa subseção. Dado que as mulheres com carteira 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.

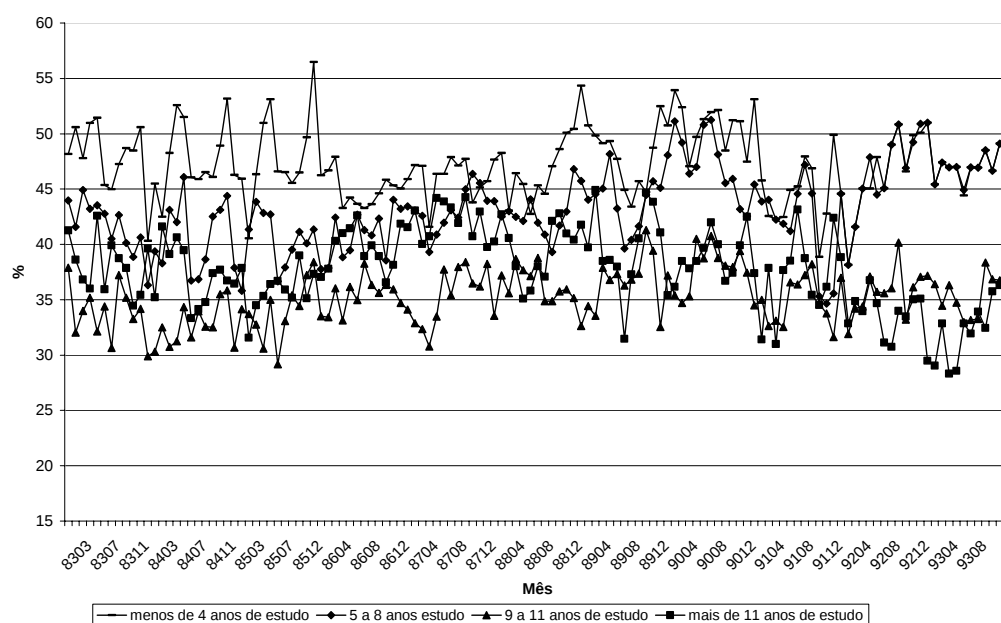
Figura 4: Diferencial de rendimentos por gênero segundo a posição na ocupação; 1983-1993



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 5: Diferencial de rendimentos por gênero entre os trabalhadores com carteira segundo a escolaridade; 1983-1993



4.2.2

Resultados obtidos

Conforme mencionado no capítulo 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 salário horário como variável dependente e utilizando apenas os anos de 1988 e

1989 da amostra. Esses resultados são reportados nas colunas (a) das tabelas 3 e 4 para ambos grupos de controle.

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)	(c)	(a)	(b)	(c)
Educação	0.123 (0.001)**	0.122 (0.000)**	0.122 (0.000)**	0.137 (0.001)**	0.136 (0.000)**	0.137 (0.000)**
Idade	0.070 (0.006)**	0.091 (0.003)**	0.090 (0.003)**	0.071 (0.002)**	0.074 (0.001)**	0.074 (0.001)**
Idade ²	-0.001 (0.000)**	-0.001 (0.000)**	-0.001 (0.000)**	-0.001 (0.000)**	-0.001 (0.000)**	-0.001 (0.000)**
Constituição	-0.070 (0.004)**	-0.283 (0.003)**	-0.084 (0.005)**	-0.082 (0.008)**	-0.270 (0.006)**	-0.092 (0.008)**
Mulher	-0.377 (0.005)**	-0.380 (0.003)**	-0.378 (0.003)**	---	---	---
Mulher Jovem	---	---	---	0.024 (0.012)*	0.032 (0.007)**	0.027 (0.007)**
Dif-Dif	-0.000 (0.006)	0.006 (0.005)	0.005 (0.005)	0.013 (0.009)	-0.004 (0.007)	0.001 (0.007)
Constante	-1.625 (0.076)**	-1.768 (0.045)**	-1.579 (0.044)**	-1.824 (0.056)**	-1.742 (0.033)**	-1.562 (0.033)**
Outros Controles						
Ramo Atividade	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Região Metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummy para os anos	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
No. Obs	278073	860656	860656	138787	435080	435080
R^2	0.48	0.49	0.51	0.50	0.50	0.52

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

* significativa a 5%; ** significativa a 1%.

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 observamos as mulheres entre 36 e 65 anos como grupo de controle o efeito da licença maternidade sobre o salário das trabalhadoras com carteira fica positivo, entretanto, não estatisticamente diferente de zero.

A tabela 4 mostra os coeficientes de diferença-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.

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)	(c)	(a)	(b)	(c)
0 a 4	-0.015 (0.010)	-0.006 (0.007)	-0.006 (0.007)	0.018 (0.012)	-0.007 (0.008)	-0.001 (0.008)
5 a 8	-0.005 (0.010)	-0.010 (0.007)	-0.011 (0.007)	0.018 (0.017)	0.019 (0.013)	0.022 (0.013)
9 a 11	0.007 (0.012)	0.002 (0.009)	0.002 (0.009)	-0.013 (0.027)	0.023 (0.020)	0.033 (0.020)
mais de 11	-0.012 (0.019)	0.020 (0.013)	0.018 (0.013)	0.003 (0.030)	-0.004 (0.023)	0.004 (0.023)

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

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

Num primeiro passo para averiguar os possíveis efeitos dinâmicos do aumento da licença maternidade sobre salários, estimamos os mesmo modelos anteriores usando todo o período da amostra. As colunas (b) e (c) das tabelas 3 e 4 reportam os resultados. Nas colunas (b) não incluímos *dummies* para cada ano, ao passo que nas colunas (c) introduzimos estas *dummies* para tentarmos controlar tanto os possíveis choques macroeconômicos que tenham afetado de forma diferente 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) e (c) da tabela 3 não indicam que os efeitos dinâmicos do aumento da licença maternidade possam ter 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) e (c) da tabela 4 sugerem que os efeitos tendem a ser ligeiramente mais negativos para as trabalhadoras com pouca ou nenhuma escolaridade, de modo que essa faixa educacional apresenta os menores coeficientes para ambos 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, e captamos também um 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.

Para captarmos os efeitos que a licença maternidade possa ter exercido sobre os salários através de uma maior aderência da mulher ao emprego e ao mercado de trabalho, torna-se mais apropriado utilizar 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 entre as mulheres que utilizam a licença, ou estão cobertas pela legislação, e as mulheres que não utilizam 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:

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + Z_i\delta + \mu_i + \nu_{it} \quad (2)$$

onde X_{it} são as variáveis independentes que variam no tempo e Z_i são as variáveis constantes no tempo e μ_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 GLS de efeito aleatório pode ser viesado, isto é, se μ_i é correlacionado com X_{it} ou Z_i , então o estimador de efeito aleatório será viesado. Se interpretarmos μ_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 GLS de efeito aleatório e o modelo de efeito fixo (como mostra a tabela 19 do apêndice ao capítulo 4).

Entretanto, o modelo de efeito fixo tem dois importantes limitações. Primeiro, todas as variáveis constantes no tempo são eliminadas pela transformação dos dados que os põe em desvios das médias, e 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 mulher, ou de qualquer outra variável constante no tempo.

Hausman e Taylor (1981)²⁴ propõem um estimador de variáveis instrumentais que não sofre de nenhum dessas limitações. 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 como exógenos, ou seja, não correlacionados com μ_i ou ν_{it} , enquanto que X_2 e Z_2 são considerados endógenos, isto é, correlacionados com μ_i , mas não com ν_{it} . HT propõem estimarmos por 2SLS 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 $A=[Q X_1, Q X_2, P X_1, Z_1]$ 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 $\theta = \sqrt{\hat{\sigma}_\nu^2 / (\hat{\sigma}_\nu^2 + T\hat{\sigma}_\mu^2)}$.²⁵ 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.²⁶

Um detalhe que devemos ressaltar é que podemos estimar o coeficiente da educação para o modelo de efeito fixo, isso se deve ao fato de que a educação varia para alguns indivíduos da amostra, porém, 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

²⁴ Daqui em diante nos referiremos a esse artigo como HT.

²⁵ 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).

²⁶ 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 $\theta_i = \sqrt{\hat{\sigma}_\nu^2 / (\hat{\sigma}_\nu^2 + T_i \hat{\sigma}_\mu^2)}$

da amostra e mantemos 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 reportados nas tabelas 20 e 21 do apêndice ao capítulo 4 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 $Z_2 = [\text{educação}]$.²⁷ Para as mulheres entre 36 e 60 anos como grupo de controle incluímos a dummy para mulheres jovens em Z_1 . As tabelas 5 e 6 reportam os resultados.

Tabela 5: Efeitos da licença maternidade sobre salários - modelos HT

Variável dependente: logaritmo do salário horário

Variável	Homens com carteira	Mulheres entre 36 e 65
Educação	0.066 (0.005)**	0.111 (0.006)**
Idade	0.052 (0.004)**	0.018 (0.003)**
Idade ²	-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 Atividade	Sim	Sim
Região Metropolitana	Sim	Sim
Dummy para os anos	Sim	Sim
No. Obs	387318	204176
R^2	0.12	0.21

Notas: Desvios padrões robustos entre parênteses.

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

²⁷ Os resultados foram robustos à inclusão de qualquer variável de X_1 em X_2 .

Tabela 6: 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	0.049 (0.010)**	0.052 (0.012)**	0.020 (0.014)	0.081 (0.019)**

Notas: Desvios padrões robustos entre parênteses. São estimadas as mesmas regressões da tabela anterior, e reportados apenas os coeficientes de diferença-em-diferenças.

* 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.

Sabemos que a licença maternidade apresentará 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.²⁸ 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 88 devido às alterações na estrutura do FGTS. Desse modo, é fundamental analisarmos a evolução desses indicadores para as mulheres com carteira em comparação aos grupos de controle.

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

²⁸ 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

$$d_{it} = \alpha + \beta W_{it} + \gamma_1 \text{trat}_{it} + \gamma_2 \text{const}_{it} + \gamma_3 \text{trat}_{it} * \text{const}_{it} + u_{it} \quad (3)$$

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:

$$P[S_{it} = 1 | W_{it}] = \Phi(\alpha + \beta W_{it} + \gamma_1 \text{trat}_{it} + \gamma_2 \text{const}_{it} + \gamma_3 \text{trat}_{it} * \text{const}_{it}) \quad (4)$$

onde S uma variável que assume valor 1 se a pessoa pediu para sair do último emprego, e 0 caso tenha sido demitida, e Φ é a função de distribuição acumulada de uma distribuição normal padrão. Como o *probit* é um modelo não linear, o coeficiente γ_3 não nos fornece mais a estimativa do efeito médio do tratamento nos tratados. Para tanto, precisamos 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 quando $\text{trat} = 0$ e $\text{const} = 0$.²⁹

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 a população como um todo. Para minimizar esta deficiência, excluímos da amostra aqueles que estavam desempregados por um período muito longo.³⁰ A primeira coluna da tabela 7 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.³¹

aumento da licença maternidade eleva a retenção das mulheres no emprego, a proporção de mulheres que pedem para sair do emprego deveria cair.

²⁹ Os desvios padrões dessa estimativa são calculados por *bootstrap* com 100 repetições. Veja o sub-capítulo seguinte maiores detalhes dessa estimativa.

³⁰ Na prática, eliminamos da amostra aqueles que estão desempregados há mais de seis meses. 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 88 estivesse desempregado por mais de um mês, atribuímos a ele o valor 0 na dummy da Constituição.

³¹ 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 7.

Tabela 7: Efeitos da licença maternidade sobre a duração do emprego e a probabilidade de pedir demissão.

	Homens com carteira	
	Duração do emprego	Prob. pedir demissão
Todos	-0.009 (0.080)	-0.002 (0.009)
<i>Por escolaridade</i>		
0 a 4	0.048 (0.143)	0.001 (0.004)
5 a 8	-0.066 (0.140)	0.004 (0.016)
9 a 11	0.177 (0.154)	-0.006 (0.020)
mais de 11	-0.063 (0.274)	-0.013 (0.032)

Notas: Desvios padrões entre parênteses. 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 7 são contundentes em indicar 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. Por outro lado, a segunda coluna revela que o aumento da licença maternidade teve praticamente nenhum efeito sobre a probabilidade da mulher se demitir do emprego, indicando uma queda de apenas 0,2%. A análise por escolaridade na tabela 7 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.

Na tabela 8 realizamos outro 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 5 e 6 possam ser atribuídos

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 8: Robustez para tratamentos fictícios - modelos HT

Variável dependente: logaritmo do salário horário

Escolaridade	Homens com carteira				Mulheres entre 36 e 65			
	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 padrões robustos entre parênteses. São estimadas as mesmas regressões das tabelas 5 e 6, e reportados apenas os coeficientes de diferença-em-diferenças.

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

Em resumo, podemos concluir que o impacto do aumento da licença maternidade na Constituição de 88 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.

4.3

Os efeitos da licença maternidade sobre o emprego

Este sub-capítulo tem como objetivo determinar quais os efeitos do aumento da licença maternidade sobre o emprego da mulher. Como ressaltado no capítulo 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 $t+1$.³² A tabela 9 mostra as transições para desemprego, para fora da força de trabalho e para informalidade.

Tabela 9: Transições do emprego

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 (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 (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 (t) para informalidade ($t+1$)	6,54	6,43	8,26

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

Várias informações destacam-se na tabela 9. Vê-se, em primeiro lugar, que as trabalhadoras com carteira tem 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 a 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 a alteração constitucional do que nos outros anos analisados (1986-87 e 1990-91), no entanto, o mesmo comportamento é observado entre os trabalhadores jovens.

³² 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 9 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 em as trabalhadoras jovens, o que pode representa um indício de o aumento da licença maternidade tenha incentivado algumas mulheres a permanecerem na força de trabalho.

A tabela 9 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 no período da amostra, mas que esse crescimento foi mais acentuado entre os homens jovens e menos acentuado para o grupo de tratamento.

Para captarmos esses efeitos sobre o emprego mais formalmente, procederemos de forma semelhante ao início do sub-capítulo 4.2.2, e estimaremos o seguinte modelo *probit*:

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

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 γ_3 não é mais o parâmetro em que estamos interessados. De fato, nem mesmo o efeito marginal de γ_3 é o parâmetro de interesse. Veja que o efeito marginal de γ_3 é dado por:

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

enquanto que o parâmetro que nos interessa é:

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

Dessa forma, calculamos a estimativa de diferença-em-diferenças *dd* estimando as probabilidades preditas pelo *probit* para os quatro grupos separadamente.³³ Os desvios padrões são calculados por *bootstrap* com 100 repetições.

A tabela 10 reporta as estimativas de diferença-em-diferenças dos efeitos da licença maternidade sobre o emprego utilizando os anos de 1988 e 1989 da amostra. As regressões para os anos 1986-87 e 1990-91 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 grupos de controle o aumento na licença maternidade teria elevado o emprego da mulher em somente 0,4%, mas esse resultado não é estatisticamente significativo. Os resultados para os outros anos mostram um padrão semelhante.³⁴

Tabela 10: Efeitos da licença maternidade sobre o emprego

Estimativas de diferença-em-diferenças para o emprego.

Grupo de controle	86-87	88-89	90-91
Homens com carteira	0,008 (0,006)	0,004 (0,007)	-0,002 (0,007)
Mulheres entre 36 e 65	0,001 (0,008)	0,004 (0,010)	0,002 (0,009)

Notas: Desvios padrões entre parênteses obtidos por *bootstrap* 100 repetições. Regressores do *probit*: educação, idade, idade ao quadrado e região metropolitana.

* significativo a 5%; ** significativo a 1%.

Será 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 produzir 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

³³ Isto é: quando *trat* =1 e *const* =1; quando *trat* =1 e *const* =0; quando *trat* =0 e *const* =1; e quando quando *trat* =0 e *const* =0.

³⁴ No apêndice ao capítulo 4 reportamos os resultados separadamente por escolaridade. Não foram encontrados resultados diferentes para nenhum grupo educacional.

impacto nulo sobre a taxa de participação nos conduziria a 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 de apenas 1,2%, o que nos leva a concluir que a queda da demanda relativa pelas trabalhadoras jovens tenha sido pequena.

A tabela 11 mostra os resultados de estimarmos um *probit* como na equação (5) tendo uma variável dependente que assume valores 1 se o indivíduo participa do mercado de trabalho e zero caso contrário, e calcularmos os estimadores de diferença-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 grupo 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 movimentos de oferta e demanda de trabalho das mulheres jovens devam ter sido pequenos.

Tabela 11: Efeitos da licença maternidade sobre a taxa de participação

Estimativas de diferença-em-diferenças para a taxa de participação.

Grupo de controle	86-87	88-89	90-91
Homens com carteira	0,007 (0,003)*	-0,004 (0,005)	0,016 (0,004)**
Mulheres entre 36 e 65	0,006 (0,003)*	-0,005 (0,003)	0,001 (0,003)

Notas: Desvios padrões entre parênteses obtidos por *bootstrap* 100 repetições. Regressores do *probit*: educação, idade, idade ao quadrado e região metropolitana.

* significativa a 5%; ** significativa a 1%.

Por fim, investigaremos se a legislação referente à licença maternidade possa ter provocado 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 (5), tendo uma variável dependente que assume valores 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 grupo de controle. A tabela 12 mostra os resultados.

Tabela 12: Efeitos da licença maternidade sobre emprego formal

Estimativas de diferença-em-diferenças para o emprego formal.

Grupo de controle	86-87	88-89	90-91
Homens com carteira	0.019 (0.005)**	0.015 (0.005)**	-0.002 (0.005)
Mulheres entre 36 e 65	-0.003 (0.007)	-0.006 (0.006)	0.007 (0.005)

Notas: Desvios padrões entre parênteses obtidos por *bootstrap* 100 repetições. Regressores do *probit*: educação, idade, idade ao quadrado e região metropolitana.

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

Os resultados da tabela 12 corroboram aqueles encontrados na tabela 9, ou seja, parece ter havido uma maior formalização das mulheres jovens em relação aos homens, mas não em relação as mulheres entre 36 e 65 anos de idade. De fato, a tabela 12 indica que após a Constituição de 1988 as trabalhadoras jovens elevaram sua formalização no mercado de trabalho em 1,5 % em relação aos homens. Entretanto, semelhante resultado foi obtido para os anos 1986-87, 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 12 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.