

A eficiência de um benefício compulsório de grupo específico: evidência baseada em benefícios de seguro de saúde para maternidade*

Jonathan Gruber**

1. Introdução; 2. Histórico — benefícios de saúde para maternidade nos anos 70; 3. A economia dos benefícios compulsórios para grupos específicos; 4. Dados e estratégia de identificação; 5. O impacto das leis estaduais sobre o mercado de trabalho; 6. A experiência federal; 7. Conclusões.

1. Introdução

Considero aqui os efeitos de “benefícios compulsórios para grupos específicos”, tais como licença-maternidade, que elevam os custos de empregar-se um grupo demograficamente identificável. A eficiência dessas políticas, em relação ao financiamento mais amplo de expansões de benefícios, será em grande parte função da valorização do benefício compulsório pelo grupo alvo. Essa valorização deve refletir-se na transferência substancial do custo do benefício para os salários de grupo específico; contudo, pode haver barreiras ao ajustamento de salários relativos que impeçam tal transferência. Examinei várias leis estaduais de 1976 que estipularam que a gestação fosse coberta amplamente pelos planos de seguro de saúde, aumentando assim o custo de se segurarem mulheres em idade de ter filhos em até 5% de seus salários. Constatei transferência substancial dos custos dessas leis para os salários do grupo alvo. Da mesma forma, constatei haver pouco efeito sobre o total de insumo de mão-de-obra para o grupo que se beneficiava de tais leis; o número de horas aumenta e o nível de emprego cai, como seria de se esperar de um aumento dos custos fixos do emprego. Esses resultados são confirmados usando-se uma regulação federal de 1978 como “experiência inversa”.

Numa época de severas limitações do orçamento fiscal, obrigar o empregador a fornecer benefícios do local de trabalho a seus empregados constitui meio atraente de o governo financiar sua agenda política. Conseqüentemente, nos últimos anos houve maior interesse nos benefícios compulsórios como instrumento de política social. Por exemplo, o ponto central de uma recente proposta sobre saúde do Partido Democrata era o fornecimento obrigatório, pelo empregador, de seguro de saúde (*New York Times*, 6-6-1991, p. A22). Desde 1987, 20 estados instituíram alguma forma de licença-maternidade, e uma política federal vem sendo cogitada há vários anos.

* Agradeço a Gary Chamberlain, David Cutler, Dan Feenberg, Richard Freeman, Rachel Friedberg, Roger Gordon, Olivia Mitchell, Jonathan Morduch, Rodrigo Vergara, Oved Yosha e membros do grupo Harvard Labor e do Seminário sobre Finanças Públicas Harvard/MIT, pelas discussões úteis; a Josh Angrist, Larry Katz, Jim Poterba e Larry Summers, tanto pelas valiosas sugestões como pela orientação; e à Sloan Foundation e à Harvard Chiles Scholarship pelo apoio financeiro.

** Harvard University.

Além de seu atrativo político, pode haver um argumento de eficiência a favor de tais transferências específicas, relativamente aos dispêndios públicos, como meio de financiar as expansões de benefícios. Como assinala Summers (1989), os benefícios publicamente financiados exigem um aumento da arrecadação de receitas do governo, com a conseqüente perda de eficiência da tributação. As regulações, porém, são financiadas por um imposto sobre benefícios; se os empregados valorizarem o benefício recebido, então a perda bruta do financiamento daquele benefício será menor que a do financiamento pelos impostos. Se houver uma plena valorização do benefício pelos empregados, os salários cairão para compensar o custo do benefício para o empregador, e não haverá custo de eficiência. Na realidade, pesquisas recentes sugerem que os custos majorados de um benefício de local de trabalho, a indenização dos trabalhadores, eram em grande parte transferidos aos salários com pouco efeito sobre o emprego (Gruber & Krueger, 1991).

No entanto, esse argumento de eficiência pode não se aplicar a certo tipo de política que é sobremaneira popular, a “regulação de grupo específico”, a qual estabelece a expansão de benefícios para um grupo demograficamente identificável dentro do local de trabalho. Um exemplo é a licença compulsória por maternidade; outro é a recente recomendação de um grupo consultivo federal para que se obrigue o empregador a fornecer seguro de saúde a todas as mulheres grávidas e crianças (*New York Times*, 4-6-1991, p. A18). Nesses casos, talvez haja menor probabilidade de que o livre ajuste de salários reflita a valorização do benefício pelo grupo alvo, pois existem barreiras ao ajuste salarial *relativo* (tais como regulamentos antidiscriminatórios ou normas salariais relativos no local do trabalho) que não afetam o ajuste dos níveis salariais globais no local de trabalho. Se os salários relativos não puderem ser ajustados, haverá perda bruta dessas regulações mesmo se o benefício for valorizado por aquele grupo. Aliás, a perda bruta de uma regulação para o grupo específico sem deslocamento para salários de grupo específico pode ser maior do que a decorrente de um imposto sobre a folha de pagamentos para todos os trabalhadores. Assim, ao considerar a eficácia das regulações relativamente a maneiras mais amplas de se financiar expansões de benefícios para grupos específicos, é de importância vital saber se o custo da regulação é transferido aos salários do grupo beneficiado.

Este trabalho lança mão de uma série de “experiências naturais” para estimar a resposta do mercado de trabalho a uma regulação para grupo específico: ampla cobertura compulsória para maternidade em políticas de seguro de saúde. Uma característica comumente aceita dos benefícios de seguro de saúde antes de meados dos anos 70 era a cobertura limitada para maternidade. Algumas vezes a cobertura para maternidade era excluída dos benefícios básicos de saúde; quando incluída, não raro consistia em quantias limitadas, pagas de uma só vez, independentemente do custo do parto. Essa cobertura foi amplamente percebida como discriminatória (Leshin, 1981; Alan Guttmacher Institute, 1987). Assim, no período 1975-78, muitos estados aprovaram leis proibindo que a gravidez fosse tratada de maneira diferente de “doenças comparáveis” em benefícios de seguro de saúde. Depois, em outubro de 1978, o governo federal aprovou a Pregnancy Discrimination Act (PDA — Lei de Discriminação contra a Gravidez), proibindo qualquer tratamento diferenciado da gravidez no relacionamento de emprego.

Esse conjunto de leis oferece duas vantagens para o estudo do impacto de uma regulação para grupo específico no mercado de trabalho. Em primeiro lugar, essas leis afetavam um grupo facilmente identificável, mulheres em idade de ter filhos e seus maridos (sob cujo seguro essas mulheres podem ter sido cobertas), de modo que é possível estudar seu impacto com base em características observáveis. Segundo, eram bastante caras para esses indivi-

duos, seja pela grande difusão de benefícios-maternidade diferenciados antes de 1978, seja pelo fato de os benefícios-maternidade representarem grande parcela dos custos do seguro de saúde para mulheres em idade de ter filhos. Verifiquei que, em 1977, pelo menos 50% das mulheres receberam menos benefícios para maternidade do que para “doenças comparáveis”, e que o custo de se incluir num plano de saúde a cobertura completa para maternidade podia chegar a 5% do salário para mulheres em idade de ter filhos.

Vali-me do Levantamento sobre População Corrente (CPS) para verificar até que ponto o custo dessas regulações para grupo específico foi transferido ao salário do grupo alvo, e também para estudar os efeitos sobre a carga horária de trabalho e emprego. A estimativa averigua os choques contemporâneos (de estado específico) do mercado de trabalho comparando as mudanças nos resultados desse grupo com as mudanças nos resultados de outros indivíduos do mesmo estado que não se beneficiaram dessa regulação. Esta mudança nos resultados relativos para o grupo afetado nos estados que aprovaram a lei é ainda comparada com a mudança relativa nos resultados em estados que não aprovaram a lei, a fim de identificar quaisquer choques nacionais nos ganhos relativos. Introduzindo três dimensões de controle (tempo, local e grupo demográfico), consigo impor pressupostos identificadores bastante fracos à minha estimativa do impacto das leis estaduais.

Meu ponto de partida é examinar mudanças de salário, horas trabalhadas e emprego para mulheres casadas em idade de ter filhos em estados que aprovaram estas “regulações-maternidade”, relativamente a um conjunto de indivíduos de controle dentro do estado e relativamente a estados semelhantes que não aprovaram essa legislação. Concluo que os salários dessas mulheres caíram substancialmente. Ao mesmo tempo, suas horas de trabalho aumentaram e o emprego diminuiu, como seria de se esperar de um aumento nos custos fixos do emprego; o insumo total de mão-de-obra (horas por semana por trabalhador) permaneceu inalterado. Em seguida, atribuo a cada trabalhador um custo individual específico da regulação, o qual é função do custo específico por idade de cobertura para maternidade; da probabilidade de que recebam seguro no trabalho; e do tipo previsto de cobertura de seguro que recebem. Isso permite usar a variação individual para identificar o impacto da regulação e estimar com maior precisão o grau de transferência. Usando esse modelo mais parametrizado, novamente constato transferência substancial para os salários (da ordem de 100% do custo da regulação), com pouco efeito sobre o insumo total de mão-de-obra. Tal constatação sugere que as regulações podem constituir um meio relativamente eficiente de financiar uma expansão de benefício para um grupo específico, em comparação com a taxação geral da empresa.

O artigo está assim dividido: a seção 1 apresenta dados básicos sobre benefícios de seguro de saúde para a maternidade nos anos 70, e a seção 2 discute a economia de um benefício legislado para um grupo específico. Após descrever os dados e minha estratégia de cálculo na seção 3, estimo o impacto destas regulações no mercado de trabalho de mulheres em idade de ter filhos (e seus maridos) na seção 4. Na seção 5 assinalo que, com a aprovação da lei federal de 1978, as leis estaduais existentes fornecem um conjunto natural de controles; investigo essa “experiência inversa” para corroborar meus resultados. A seção 6 discute as implicações desses resultados na área de bem-estar e sugere áreas para mais pesquisas.

2. Histórico — benefícios de saúde para maternidade nos anos 70

Antes de 1978, os benefícios de seguro de saúde para maternidade geralmente se restringiam a duas dimensões: ou não havia cobertura para gravidez, ou os benefícios eram pagos sob forma de quantia fixa, independentemente dos custos eventuais do parto. Isso contrastava com a cobertura bastante completa,¹ para outras doenças comuns nessa época. Vinte e três estados aprovaram leis no período de 1975-79 proibindo que a gravidez fosse tratada de modo diferente de doenças comparáveis. Isso também era uma característica importante da legislação federal de 1978 (a PDA), que proibia mais amplamente a discriminação contra mulheres grávidas. O custo para o empregador das regulações estaduais (e mais tarde federais) depende de dois fatores: o grau de cobertura diferencial antes dessas leis e o custo de sua eliminação.

O grau de cobertura diferencial

Existem duas estimativas anteriores do grau de cobertura diferencial para benefícios-maternidade nessa época. Kittner (1978) fez uso de um levantamento feito pelo Ministério do Trabalho, em 1976, sobre planos de seguro de saúde para mostrar que, enquanto mais de 90% dos planos incluíam benefícios-maternidade, quase 60% forneciam benefícios menos generosos para parto do que para outras formas de incapacidade. Entretanto, a Health Insurance Association of America (1978) usou dados de um levantamento sobre novas políticas de seguro de saúde para grupos, feito no início de 1978, para estimar que apenas 52% dos empregados tinham alguma cobertura para maternidade. Ambas estimativas são problemáticas: a de Kittner inclui somente firmas com mais de 26 empregados e não inclui informações sobre a cobertura de dependentes; a da HIAA considera apenas as novas políticas, que podem ter sido complementares às políticas existentes (e portanto menos generosas), e não enfoca as mulheres em idade de ter filhos.

A fim de obter estimativas mais precisas, utilizo o National Medical Care Expenditure Survey (Levantamento Nacional sobre Dispendios com Saúde — NMCES), de 1977, o qual colheu dados sobre demografia e cobertura de seguro de saúde para uma amostra nacionalmente representativa de mais de 40 mil indivíduos. Esse levantamento foi concluído antes que a PDA fosse aprovada, mas muitos estados tinham aprovado suas próprias regulações sobre maternidade até 1977, de forma que meus cálculos subestimam o grau de discriminação no início dos anos 70.²

O NMCES contém dados sobre aproximadamente 2.900 mulheres entre 20 e 40 anos de idade que estavam cobertas por seguro de saúde baseado no emprego, seja no seu próprio nome, seja através de um membro da família. Utilizo “acomodações e refeições de hospital” e “diversos serviços à paciente internada” como doenças comparáveis para definir a cobertura diferencial. Concluí que cerca de 20% das mulheres não tinham cobertura para benefícios-maternidade quando tinham cobertura para qualquer uma dessas doenças comparáveis.

¹ Esta cobertura diferencial pode ter sido uma resposta natural a problemas relacionados com a programação da época de engravidamento. Leibowitz (1990) afirma que as taxas de fecundidade das mulheres com a primeira cobertura em dólar eram 29% superiores às das que tinham seguro saúde na Experiência de Seguro de Saúde RAND.

² Os dados não contêm identificadores de estado, de maneira que não foi possível verificar os efeitos das leis estaduais. Os controles regionais não eram suficientes, devido à ampla aprovação de leis estaduais em 1976 e 1977.

Outros 30% das mulheres recebiam menos cobertura para “honorários médicos normais e razoáveis” para parto do que para outros serviços, ou recebiam apenas uma quantia fixa (menos de US\$250) como taxa de parto. Outros 33% das mulheres não recebiam cobertura médica especial para gravidez normal no caso de haver cobertura médica especial para outras doenças, de maneira que 83% das mulheres recebiam ou cobertura diferencial ou benefícios.

O custo da expansão dos benefícios-maternidade

Estimar o custo dos benefícios-maternidade exigiria informações sobre o aumento de prêmios para se acrescentarem tais benefícios a um pacote de saúde para grupo, e também sobre o custo de elevar os benefícios ao nível de doenças comparáveis. Esse tipo de informação é difícil de obter, pois os benefícios-maternidade não-diferenciais já constituem regulação nacional. Porém, tal como no caso da legislação da Equal Employment Opportunity Commission (Comissão para Oportunidades Iguais de Emprego), essa regulação não se aplica a firmas com menos de 15 empregados. Portanto pude colher dados sobre o custo de acrescentarem-se benefícios-maternidade a um pequeno plano de grupo usando o método de cálculo de prêmios de uma seguradora nacional. Esse método costuma ser usado por corretores de seguro de saúde em grupo para calcular prêmios para uma firma pequena: incluem-se os detalhes dos planos e a composição demográfica da força de trabalho, e obtém-se o custo do prêmio.³ Para cada uma das classificações demográficas, utilizo esse método para estimar o aumento no custo do prêmio com a adição de benefícios-maternidade a um plano típico de seguro de saúde.

A tabela 1 apresenta o custo de acrescentarem-se benefícios-maternidade a um pacote de grupo, para seis faixas etárias em dólares de 1990, em dólares de 1978 e como percentual dos ganhos médios para cada grupo em 1978. O custo de 1990 foi deflacionado para 1978 mediante uma média ponderada do IPC detalhado para serviços médicos e hospitalares, na qual os pesos correspondem à fração de custos de um parto normal atribuível a cada grupo.⁴ O custo para cada grupo varia muito como percentual dos salários, de menos de 1% a quase 5%. Na medida em que havia cobertura para maternidade nos planos de saúde anteriores às regulações, mas havia benefícios diferenciais, os valores de custo da tabela 1 superestimam o custo das regulações.

Pode-se conferir esses custos comparando-os ao custo esperado do parto para um empregado nessas categorias. Em 1989, o custo médio de um parto normal era de US\$4.334 (HIAA, 1989); para mulheres casadas de 20-30 anos de idade, a probabilidade média de um ter filho em um ano era de 17,7% (US Department of Health and Human Services, 1987). O custo anual esperado do parto para esse grupo é portanto US\$767. Comparado com o custo de US\$984 para cobertura familiar para mulheres dessa idade, isso implica um fator de

³ O custo incremental dos benefícios-maternidade não parece sensível ao tamanho da firma, no âmbito deste programa. Minha fonte para este programa preferiu ficar anônima.

⁴ Dois terços e 1/3, respectivamente; da HIAA (1989). Infelizmente, o IPC detalhado para obstetrícia foi suspenso em 1978.

carga de seguro de 28%, o que parece razoável.⁵ O alto custo do parto significava que essa regulação era cara para muitas pessoas seguradas.

Tabela 1
Custo de adicionar benefícios-maternidade a um pacote de seguro de saúde

Grupo demográfico	Custo anual (US\$ de 1990)	Custo anual (US\$ de 1978)	Custo como % da renda semanal de 1978
Mulheres de 20-29 anos: cobertura familiar	984	360	4,6
Mulheres de 30-39 anos: cobertura familiar	756	277	3,5
Mulheres de 20-29 anos: cobertura individual	324	119	1,5
Mulheres de 30-39 anos: cobertura individual	252	92	0,9
Homens de 20-29 anos: cobertura familiar	984	360	2,9
Homens de 30-39 anos: cobertura familiar	756	277	1,7

Notas:

1. A fonte dos dados é o programa de cálculo de prêmios de uma seguradora anônima.
2. O custo foi calculado para uma firma de duas pessoas de Maryland. Maryland localizava-se aproximadamente no ponto central da distribuição do custo locacional. Os resultados não são sensíveis a variações no tamanho da firma.
3. Custos referentes a 1990; são deflacionados para 1978 pela média ponderada do IPC detalhado para serviços hospitalares e médicos, sendo os pesos, respectivamente, 2/3 e 1/3.
4. Custos são normalizados pelos salários semanais de 1978 extraídos do CPS de maio de 1978. No caso de cobertura individual, são usados os salários das pessoas solteiras; no caso da familiar, são usados os salários das pessoas casadas.

3. A economia dos benefícios compulsórios para grupos específicos

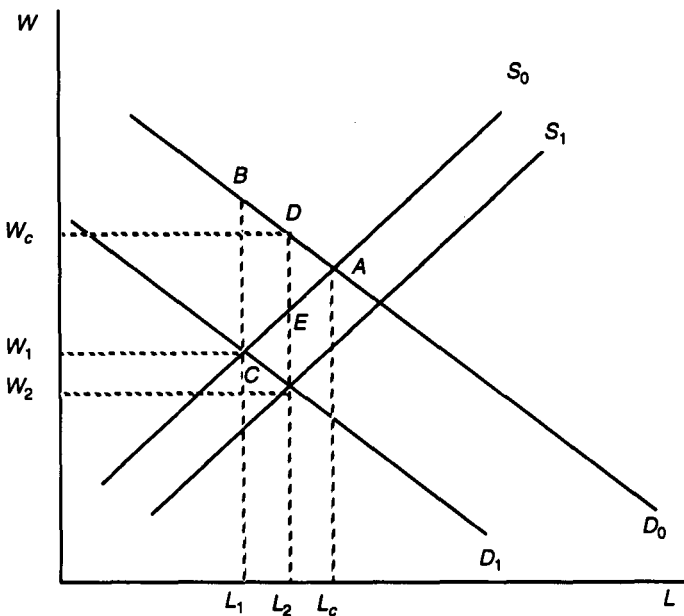
As vantagens e desvantagens das regulações como instrumentos de política social são discutidas por Summers (1989), McGuire e Montgomery (1982), entre outros. Existem várias deficiências de mercado que justificam a intervenção do governo na economia, a fim de garantir certos benefícios. Aqui, porém, parto do princípio de que a intervenção do governo é justificada e concentro-me nos meios de financiamento dessa intervenção. Entendo que o governo possui duas ferramentas para o financiamento: um imposto geral sobre a folha de pagamentos da empresa e uma regulação.

Na figura 1 focalizo, primeiro, o caso de um benefício no nível da empresa *versus* a provisão pública (para trabalhadores e não-trabalhadores) do benefício financiado por um imposto sobre a folha de pagamentos dos trabalhadores. O imposto sobre a folha de pagamentos utilizado para financiar um programa público de benefícios reduz a demanda por trabalho a D_1 , fazendo com que o emprego caia para L_1 e gerando uma perda bruta equiva-

⁵ Além disso, os custos na tabela 1 já levam em conta a possibilidade de um parto não-normal; em 1989, as cesarianas custaram em média 66% mais que os partos normais (HIAA, 1989). Um fator de carga de 28% corresponde aproximadamente à média para uma firma de 50 empregados, segundo o Serviço de Pesquisa do Congresso (1988b).

lente à área ABC . Contudo, quando o benefício é fornecido somente através da empresa, os indivíduos aumentam sua oferta de trabalho para tirar proveito dele. A oferta se desloca para S_1 , o emprego apenas cai para L_2 , e a perda bruta se reduz à área ADE . O principal é que, fornecendo o benefício apenas aos trabalhadores, as regulações se tornam impostos sobre benefícios; quando os empregados valorizam o benefício que estão recebendo, o aumento na oferta de trabalho reduz a perda bruta do financiamento. Se a valorização for total, não haverá perda bruta da regulação. Mas, mesmo não havendo nenhuma valorização, haverá aproximadamente a mesma perda bruta de um esquema financiado por imposto sobre a folha de pagamentos.⁶

Figura 1
Efeitos de uma regulação sobre o mercado de trabalho



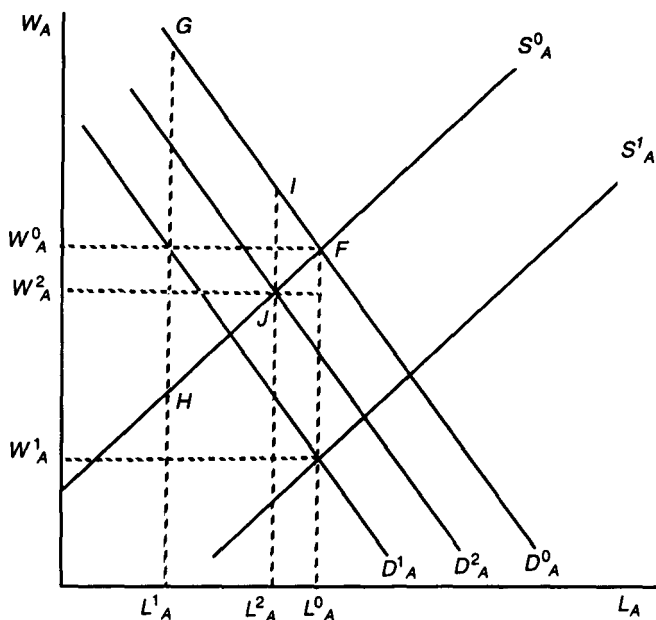
Entender essa análise ao caso de uma regulação para grupo específico, tal como seguro de saúde compulsório para maternidade, é simples. As figuras 2A e 2B representam os mercados de trabalho para o grupo que se beneficia da regulação (grupo A) e para todos os demais trabalhadores (grupo B). Por enquanto, pressupõe-se que a elasticidade cruzada de demanda entre os grupos é zero; isso é relaxado em seguida. Considere-se o caso em que o grupo A valoriza plenamente o benefício que recebe. Nesse caso, a regulação provoca um deslocamento na demanda para D^1_A e na oferta para S^1_A . Os salários caem pelo custo do benefício (para W^1_A), enquanto o emprego permanece intacto (em L^0_A). Não há perda bruta da regulação: um imposto perfeito sobre benefícios equivale à taxa sobre quantia paga de uma só vez.⁷ Note-se que, com a valorização total, o fato de o benefício não fazer parte do

⁶ Isto ignora o fato de que a regulação só terá que conceder benefícios aos trabalhadores, de modo que haverá menos necessidade de angariar receitas.

⁷ Este ponto foi derivado rigorosamente por Vergara (1990).

pacote compensatório existente mostra que deve haver uma falha de mercado quanto à sua provisão. Na realidade, existe um forte argumento *a priori* para falhas de mercado em muitos casos de regulação para grupos específicos, tais como licença-maternidade, seguro-maternidade, ou cobertura para Aids, devido a problemas de seleção adversa nos mercados de seguros.⁸

Figura 2A
Regulação específica por grupo — grupo A



Essa conclusão resiste a uma consideração mais detalhada das elasticidades cruzadas de demanda desses dois grupos, num modelo simples de oferta e demanda de trabalho. Nesse modelo, esses dois grupos constituem os únicos insumos no processo de produção; assim, são substitutos por definição.⁹ Além disso, admito mais dois pressupostos: a) que a curva de oferta de trabalho é inclinada positivamente para ambos os grupos; e b) que a própria elasticidade de demanda para cada grupo é maior que a elasticidade cruzada de demanda.

O governo legisla um benefício para o grupo A que custa ao empregador C .¹⁰ Os integrantes do grupo A valorizam esse benefício a alguma fração α do custo. Assim, a oferta e a demanda de trabalho são descritas por:

⁸ Rothschild e Stiglitz (1976) derivam as condições para falhas de mercado em mercados de seguro competitivos.

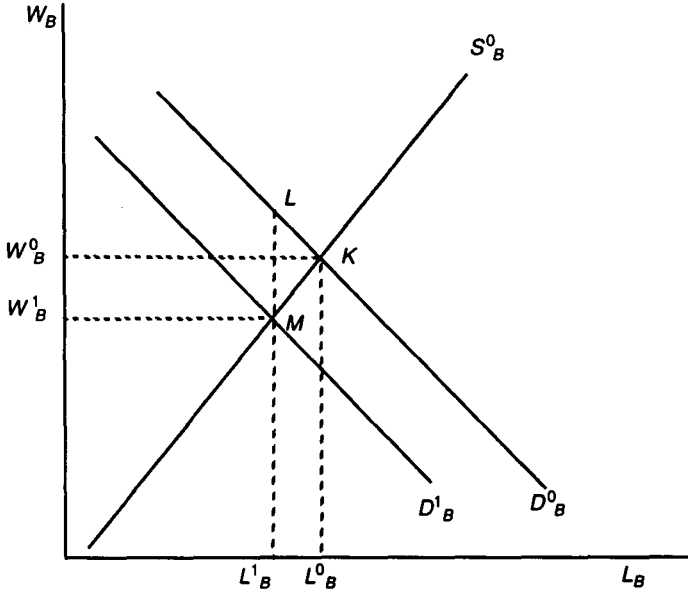
⁹ O modelo considera a produção ao longo de um dado isoquantum, ignorando o efeito de escala sobre a demanda de trabalho. Eliminar as elasticidades cruzadas negativas de demanda significa ignorar alguns casos potencialmente interessantes, porém, para analisar este caso teríamos de introduzir um terceiro fator. Ver Hamermesh (1986) para uma análise mais pormenorizada.

¹⁰ O pressuposto que um dado trabalhador aumente o custo do empregador implica "taxa-experiência" completa nos prêmios de seguro; isto é discutido no anexo.

$$L_A^S = L_A^S(W_A + \alpha C) \quad ; \quad L_B^S = L_B^S(W_B) \quad (1)$$

$$L_A^D = L_A^D(W_A + C, W_B) \quad ; \quad L_B^D = L_B^D(W_B, W_A + C)$$

Figura 2B
Regulação específica por grupo — grupo B



Igualando a oferta e a demanda em cada mercado, pode-se solucionar o efeito da regulação sobre os salários dos dois grupos:

$$\frac{\partial W_A}{\partial C} = - \frac{(\alpha \eta_A^S - \eta_A^D)(\eta_B^S - \eta_B^D) - (\eta_{AB}^D)^2}{(\eta_A^S - \eta_A^D)(\eta_B^S - \eta_B^D) - (\eta_{AB}^D)^2} \quad (2)$$

$$\frac{\partial W_B}{\partial C} = \frac{\eta_{AB}^D}{\eta_B^S - \eta_B^D} * \left(1 + \frac{\delta W_A}{\delta C}\right) = \frac{\eta_{AB}^D \eta_A^S (1 - \alpha)}{(\eta_A^S - \eta_A^D)(\eta_B^S - \eta_B^D) - (\eta_{AB}^D)^2}$$

onde η_i^S = a própria elasticidade de oferta para o grupo i ;

η_i^D = a própria elasticidade de demanda para o grupo i ;

η_{AB}^D = a elasticidade cruzada de demanda.

Sob os pressupostos já descritos, os salários do grupo A baixam. E, como acima, haverá total transferência para os salários do grupo A se houver total valorização do custo do benefício compulsório pelos integrantes daquele grupo ($\alpha = 1$). Também haverá total transferên-

cia se os grupos forem substitutos perfeitos (a elasticidade cruzada de demanda é infinita), já que os empregadores não contratarão integrantes do grupo A se o custo total de mão-de-obra ultrapassar o do grupo B. O efeito sobre o grupo B depende de dois componentes: o grau de transferência do custo para A, e um termo que é semelhante à expressão para a incidência de um imposto, mas com elasticidade cruzada (ao invés de elasticidade própria) no numerador. Isso porque, na medida em que o grupo A não valoriza o benefício, é como se um imposto incidisse sobre o emprego do grupo A; com elasticidade cruzada positiva, isso representa um subsídio ao emprego do grupo B.

Também é possível solucionar o efeito sobre o emprego do grupo A:

$$\frac{\partial L_A}{\partial C} = \left(\eta_A^D + \frac{(\eta_{AB}^D)^2}{\eta_B^S - \eta_B^D} \right) \left(1 + \frac{\partial W_A}{\partial C} \right) \quad (3)$$

A equação (3) mostra que, como o custo da regulação se transfere mais para os salários, há menos efeito de emprego sobre o grupo A; como na figura 2A, com total transferência, não há efeito sobre o emprego.

Entretanto, talvez estejam ausentes desse modelo simples várias barreiras à total transferência para grupo específico. É óbvio que há regulamentos antidiscriminatórios que proíbem diferenças de pagamento para o mesmo serviço entre os grupos, ou que impedem diferenças de promoção por característica demográfica.¹¹ Ademais, normas empresariais que proíbem diferenças de pagamento entre grupos ou regulamentos sindicais sobre a igualdade de pagamento relativo podem ter efeitos semelhantes sobre as regras antidiscriminatórias. Finalmente, se o grupo que se beneficia for desproporcionalmente composto de trabalhadores que ganham aproximadamente um salário mínimo, pode não haver transferência para os salários. Com exceção do último caso, tais considerações não serão importantes para a concessão de um benefício geral no âmbito da empresa tal como o seguro de indenização ao trabalhador.

Os efeitos das barreiras ao ajuste de grupo específico são ilustrados na figura 2A, também para o caso de total valorização. Como antes, considero o caso em que a elasticidade cruzada de demanda para os dois grupos é zero.¹² Também pressuponho que as elasticidades (compensadas) de oferta e demanda, respectivamente, são iguais nesses grupos, a fim de fazer comparações quanto ao bem-estar. O efeito da barreira salarial é restringir os salários em W_A^0 . O emprego por grupo específico cai para L_A^1 , e há perda bruta da área FGH . Assim, mesmo com valorização plena, a regulação provoca uma distorção.

¹¹ Ver Ehrenberg e Smith (1987) para uma discussão da legislação antidiscriminação dos EUA, que já vigorava bem antes de meados dos anos 70. Nessa discussão, enfoco apenas as leis que proíbem a discriminação em faixas salariais e/ou promoção. De fato, se houver *também* restrições a práticas relativas a contratação, então os empregadores podem ser obrigados a arcar com o custo da regulação. Se as regras de discriminação são *apenas* restritivas do lado contratante, então não impedirão a transferência de grupo específico no caso de total valorização.

¹² Se os grupos são substitutos perfeitos, então uma regulação com barreiras ao reajuste de salários relativos poderá deixar desempregados todos os membros do grupo A. No entanto, num modelo mais complexo, onde haja distribuição de aptidões dentro de cada grupo, os empregadores podem reagir à regulação transferindo a distribuição de aptidões do grupo A. Isto é, contratando integrantes mais capacitados do grupo A, poderão pagar o mesmo salário (em dólar) e receber um produto marginal superior. O resultado pode ser a plena transferência para os salários, mesmo com esta barreira nominal, havendo uma queda de emprego para os integrantes menos capazes do grupo A. Com alguma elasticidade cruzada finita, porém não-zero, haverá então a substituição dos integrantes do grupo B pelos do grupo A ao salário prevalecente, mais uma vez com queda do emprego do grupo A.

Além disso, essa distorção é maior do que a que aconteceria se o benefício fosse financiado por um imposto sobre a folha de pagamentos calculado para ambos os grupos de trabalhadores. Isso porque a menor base tributária de uma regulação para grupo específico acarretará uma alíquota maior para determinado nível de gastos, e a perda bruta da taxaço aumenta de acordo com o quadrado da alíquota (Stiglitz, 1986). No caso do imposto sobre a folha de pagamentos, a demanda para o grupo A se desloca para D^2_A com perda bruta FIJ ; a demanda para o grupo B (na figura 2B se desloca para D^1_B , com perda bruta KLM . A soma dessas áreas é, por definição, menor que a área FGH ; como a base tributária é mais ampla, a perda bruta do aumento de receitas é menor.

Assim, diferentemente no caso de um grupo, uma regulação pode ser *pior* (em termos de eficiência) que um imposto sobre a folha de pagamentos para financiar um benefício para um grupo específico se houver impedimento ao livre ajuste de salários relativos. Como afirma Summers (1989:182), referindo-se aos efeitos desse tipo de impedimento: “Portanto, programas de benefício compulsório podem funcionar contra os interesses de quem mais precisa do benefício que está sendo oferecido. Os benefícios publicamente providos não inserem uma cunha entre os custos marginais de contratar trabalhadores diferentes e, portanto, não provocam esse tipo de distorção”. Chegar-se-ia a uma conclusão semelhante no caso em que o benefício não fosse valorizado pelos empregados. Havendo benefício compulsório para a empresa em geral, a perda bruta é comparável à decorrente de um imposto sobre a folha de pagamentos; havendo benefício compulsório para um grupo específico, ela pode ser maior.

Que podemos aprender com o trabalho empírico?

No trabalho empírico exposto a seguir, investigarei até que ponto o grupo específico transfere para os salários o custo do seguro de saúde compulsório para maternidade. Mas tal estimativa não basta para definir se as regulações são mais eficientes do que os impostos sobre a folha de pagamentos; isso exige vários pressupostos sobre elasticidades de demanda e oferta.¹³ Porém, o trabalho empírico pode tratar de uma questão fundamental no debate sobre regulações. Se *não* houver transferência para os salários, ou o grupo beneficiado não valoriza a regulação, ou existem impedimentos ao ajuste dos salários relativos para refletir essa valorização. Como a eficiência das regulações depende em grande parte da valorização pelos empregados refletida nos ajustes salariais, este é um ponto importante. Portanto, essa investigação deve ser vista como um primeiro passo no sentido de avaliar empiricamente a justificação das regulações; importa saber se os salários relativos podem ser ajustados de modo a refletirem a valorização, pelos empregados, de um benefício para um grupo específico.

Cumpru advertir que enfatizei exclusivamente considerações de eficiência, ignorando considerações de equidade no que diz respeito à fonte de financiamento de uma regulação para grupo específico. Se a finalidade de uma regulação não é corrigir uma falha de merca-

¹³ Por exemplo, o simples fato de a transferência não ser total não significa que a regulação seja necessariamente ineficiente. Considere-se o caso em que a elasticidade cruzada entre os dois grupos é zero, e têm elasticidades iguais (compensadas) de oferta de trabalho. Se a demanda (compensada) pelo grupo beneficiado não for muito elástica, ao passo que a demanda pelo outro grupo o for, então uma regulação de grupo específico pode ainda ser eficiente, mesmo sem qualquer valorização. Os ganhos em eficiência obtidos com a taxaço da fonte menos elástica podem compensar as perdas decorrentes de uma base tributária mais estreita.

do, mas sim fornecer benefícios a algum grupo carente da sociedade, então a total transferência para os salários pode não ser vista como resultado desejável. O que se vê é a regulação sendo desfeita pelo ajuste salarial. Nesse caso, a perda bruta do financiamento de base ampla pode ser um “preço” que a sociedade está disposta a pagar para direcionar mais recursos para um grupo. Assim, ao considerar os resultados que se seguem, convém saber qual é o objetivo da política de regulação do governo: corrigir uma deficiência de mercado ou redirecionar recursos entre os grupos?

4. Dados e estratégia de identificação

Este trabalho enfoca principalmente três dos 23 estados que aprovaram regulações de maternidade no período 1975-79: Illinois, Nova Jersey e Nova York (os estados “experimentais”). A escolha desses três estados deveu-se a três considerações. Em primeiro lugar, todas essas leis entraram em vigor entre 1º de julho de 1976 e 1º de janeiro de 1977, de modo que podiam ser estudadas simultaneamente, e havia tempo suficiente para examinar seu impacto antes que a lei federal passasse a vigorar (outubro de 1978). Segundo, os dados que utilizo para estudar o impacto dessas leis sobre o mercado de trabalho, o May Current Population Survey (Levantamento de População Corrente de Maio), não identificou todos os estados separadamente antes de maio de 1977, preferindo agrupar alguns estados em classificações regionais. Portanto, só posso usar aqueles estados que foram identificados separadamente no levantamento antes de 1977.

Meu conjunto de estados “não-experimentais” foi escolhido mediante critérios semelhantes: tinham que ser identificados separadamente nesses CPS, e tinham que ser capazes de captar choques regionais nos estados experimentais. Para Illinois, os estados de controle empregados são Ohio e Indiana; para Nova Jersey e Nova York, os controles cabem a Connecticut, Massachusetts e Carolina do Norte.¹⁴

Os dados consistem em observações sobre todos os indivíduos nesse conjunto de locais experimentais e não-experimentais, durante dois anos antes da legislação (1974 e 1975) e dois anos depois dela (1977 e 1978). Como foi usado o CPS de maio, o levantamento de 1978 colhe dados de antes da aprovação da lei federal. As médias dos dados são apresentadas na tabela 2, para os estados experimentais e os controles, para os anos “antes” e “depois”, para todos os assalariados. Os salários são dados em dólares de 1978. Excluo os indivíduos que declaram ganhar menos de US\$1/hora ou mais de US\$100/hora, em dólares de 1978. Excluo também as pessoas com menos de 20 anos ou mais de 65 e os autônomos. As médias não são ponderadas.

Não há muitas diferenças excepcionais entre os grupos de estados: os estados de controle têm salários mais baixos, são menos sindicalizados e mais orientados para a manufatura. As diferenças de sindicalização e distribuição de indústrias, assim como diferenças sistemáticas de salário entre os locais, são controladas na estimativa. Ambos os conjuntos de estados tiveram um aumento de fração da força de trabalho representada por mulheres em idade fértil (20-40 anos). No plano global, os salários caíram mais nos estados experimentais do

¹⁴ A Pensilvânia não pôde ser usada como controle para a “região intermediária da Costa Atlântica” por ter aprovado regulamentação de seguro antidiscriminação ampla de sexo em 1977, a qual incluía um “benefício-maternidade”. A Carolina do Norte foi incluída como controle para evitar que se comparasse Nova York e Nova Jersey somente com a Nova Inglaterra; os resultados são muito semelhantes se a Carolina do Norte for excluída.

que nos não-experimentais; a seguir investigo se os benefícios-maternidade desempenharam algum papel nessa queda relativa.

Tabela 2
Médias de todos os assalariados

	Estados não-experimentais		Estados experimentais	
	Antes da Lei Δ	Depois da Lei Δ	Antes da Lei Δ	Depois da Lei Δ
% Mulheres	41,4 [49,3]	43,9 [49,6]	41,4 [49,3]	43,1 [49,5]
Idade Média	38,1 [12,6]	37,6 [12,5]	38,9 [12,6]	38,4 [12,6]
% Casados	75,0 [43,3]	70,8 [45,5]	71,6 [45,1]	67,9 [46,7]
% Não-brancos	8,8 [28,3]	9,2 [28,9]	10,2 [30,3]	12,0 [32,5]
% Mulheres de 20-40 anos	23,6 [42,5]	27,1 [44,4]	22,7 [41,9]	25,2 [43,4]
Instrução média	12,1 [2,87]	12,3 [2,81]	12,4 [2,94]	13,7 [2,88]
Salário-hora médio	5,68 [3,31]	5,59 [3,16]	6,61 [3,98]	6,40 [3,62]
% Sindicato	27,0 [44,4]	26,8 [44,3]	33,4 [47,2]	33,8 [47,3]
% Agricultura, mineração e construção	6,4 [24,4]	6,1 [23,8]	5,2 [22,1]	4,9 [21,7]
% Manufatura	36,5 [48,2]	35,3 [47,8]	28,5 [45,1]	26,6 [44,2]
% Transportes, comunicações e serviços públicos	6,4 [24,4]	6,2 [24,1]	8,2 [27,4]	8,0 [27,2]
% Comércio exterior	19,6 [39,7]	20,2 [40,1]	21,4 [41,0]	21,9 [41,4]
% Serviços	29,7 [47,2]	31,5 [46,5]	35,3 [47,8]	37,3 [48,4]
N	9.954	10.180	10.597	10.636

Notas:

1. Os números entre colchetes são desvios-padrão.
2. Antes da mudança promovida pela lei, anos 1974/75; depois, 1977/78.
3. Estados experimentais são aqueles que aprovaram benefício-maternidade (Illinois, Nova Jersey e Nova York); os não-experimentais são Connecticut, Indiana, Massachusetts, Carolina do Norte e Ohio.
4. Desconsideram-se as observações com salários abaixo de US\$1/hora e acima de US\$100/hora, assim como indivíduos de menos de 20 anos e de mais de 65, e autônomos.
5. As médias não são ponderadas.

O objetivo do trabalho empírico é identificar o efeito de leis aprovadas por certos estados (estados experimentais) sobre determinados grupos de indivíduos (“grupo de tratamento”). Para identificar esse efeito é preciso controlar os choques sistemáticos nos resultados do mercado de trabalho do grupo de tratamento no estado experimental que se correlacionem com a lei, sem no entanto derivar-se dela. Faço isso de três maneiras na estimativa a seguir. Primeiro, incluo os efeitos anuais, a fim de captar tendências nacionais nos ganhos do grupo de tratamento. Segundo, incluo os efeitos estaduais, a fim de controlar as diferen-

ças de ganho seculares nos estados que aprovaram as leis e nos que não aprovaram. Se houvesse um grande número de estados que aprovou essas leis, talvez essa estratégia de “diferenças nas diferenças” fosse suficiente para identificar o impacto da lei.¹⁵ Isto é, o impacto da lei seria a diferença entre as variações nos resultados para indivíduos de tratamento nos estados experimentais e as variações referentes a pessoas semelhantes nos estados não-experimentais.

No entanto, minha amostra de estados é pequena, e os três estados são bastante parecidos. Assim, pode ter havido choques em estados específicos durante esse período que estivessem correlacionados com a aprovação dessas leis. Portanto, incluo um terceiro nível de controle: os efeitos de estado por ano. Isso é feito comparando os indivíduos de tratamento nos estados experimentais com um conjunto de indivíduos de controle nesses mesmos estados, e medindo a variação nos resultados *relativos*. Em seguida, essa variação é comparada à variação nos resultados relativos em estados que não aprovaram benefícios-maternidade, a fim de controlar choques nacionais nos ganhos relativos desses grupos. O pressuposto identificador desse estimador “diferenças-em-diferenças-em-diferenças” (DDD) é simples: apenas exige que não haja nenhum choque que afete os resultados relativos do grupo de tratamento nos anos-estado contemporâneos à lei.

Aqui, o grupo de tratamento são os trabalhadores segurados com probabilidade de ter filhos ou cujo seguro de saúde inclui quem tenha probabilidade de ter filhos.¹⁶ Os controles são outros indivíduos que foram diretamente afetados pela lei. Porém, o CPS (antes de maio de 1979) não continha informações sobre cobertura do seguro de saúde. Portanto, não posso identificar com precisão os empregados para os quais essa regulação resultou caro.

Abordo esse problema de duas formas no trabalho empírico a seguir. Primeiro, uso como grupo de tratamento mulheres casadas de 20 a 40 anos. Esse grupo incluirá os indivíduos para os quais a regulação saiu mais cara (de acordo com a tabela 1), mulheres casadas em idade fértil. Meu grupo de controle é formado por todos os indivíduos com mais de 40 anos, e homens solteiros entre 20 e 40 anos. Excluo mulheres solteiras de 20 a 40 anos, assim como homens casados de 20 a 40 anos, que também podem ser afetados pelas leis se seu seguro abranger suas esposas.¹⁷ A vantagem dessa abordagem de “*dummy* de tratamento”, é ser relativamente não-paramétrica.

Segundo, utilizo dados sobre cobertura de seguro de outros conjuntos de dados para modelar a probabilidade de os indivíduos serem cobertos pelo seguro e o tipo de seguro que recebem, e atribuo a cada indivíduo um custo da regulação baseado nessas provisões e nos dados de custo da tabela 1. A vantagem dessa abordagem é que uso a variação individual, ao invés de diferenças entre amplos grupos demográficos, para identificar o impacto da lei. Contudo, tem a desvantagem de impor fortes pressupostos paramétricos. Se a forma funcional do custo esperado da regulação estiver incorreta, então a *dummy* de grupo demográfico poderá ser uma maneira mais eficaz de captar o impacto da lei. Portanto, no trabalho empírico a seguir, fio-me tanto na *dummy* de grupo de tratamento como na medida de custo individualmente parametrizada.

¹⁵ Ver Card (1990) para uma aplicação desse tipo de análise.

¹⁶ Idealmente, os tratamentos também se limitariam aos que têm benefícios-maternidade diferentes. Como discuto no anexo, porém, não me sinto suficientemente seguro acerca de minhas estimativas de incidência de discriminação para inseri-las na análise.

¹⁷ Isto é, há três subconjuntos demográficos de indivíduos de alto custo na regulação, e a abordagem *dummy* de tratamento enfoca apenas um (mulheres casadas). Isto foi feito para facilitar a exposição; os efeitos sobre estes outros grupos, assim como o efeito global do tratamento, são apresentados adiante.

5. O impacto das leis estaduais sobre o mercado de trabalho

Estimação DDD

A tabela 3 ilustra a estimação diferenças-em-diferenças-em-diferenças do efeito dos benefícios-maternidade sobre os salários. O quadro superior compara a variação salarial para mulheres casadas de 20-40 anos nos estados que aprovaram as leis com a variação para mulheres casadas de 20-40 anos nos estados não-experimentais. Cada célula contém o salário real médio para o grupo indicado nos eixos, junto com o erro-padrão e o número de observações. Houve uma queda de 3,4% nos salários reais de mulheres nos estados experimentais durante esse período, comparada com um aumento de 2,8% nos salários reais de mulheres nos demais estados. Assim, houve uma queda relativa (considerável) de 6,2% nos salários de mulheres em idade fértil nos estados que aprovaram essas leis; esta é a estimação diferenças-em-diferenças do impacto da lei. Este número parece um tanto elevado, dada a magnitude dos custos identificados na tabela 1.

Tabela 3
Estimativas diferenças-em-diferenças-em-diferenças do impacto
de regulações estaduais sobre os salários/hora

Indivíduos em tratamento: mulheres casadas de 20-40 anos			
Local/ano	Antes da Lei Δ	Depois da Lei Δ	Diferença de hora para local
Estados experimentais	1,547 (0,012) [1.400]	1,513 (0,012) [1.496]	-0,034 (0,017)
Estados não-experimentais	1,369 (0,010) [1.480]	1,397 (0,010) [1.640]	0,028 (0,014)
Diferença de local num ponto no tempo	0,178 (0,016)	0,116 (0,015)	-0,062 (0,022)
Grupo de controle: mais de 40 anos e homens solteiros de 20-40 anos			
Local/ano	Antes da Lei Δ	Depois da Lei Δ	Diferença de hora para local
Estados experimentais	1,759 (0,007) [5.624]	1,748 (0,007) [5.407]	-0,011 (0,010)
Estados não-experimentais	1,630 (0,007) [4.959]	1,627 (0,007) [4.928]	-0,003 (0,010)
Diferença de local num ponto no tempo	0,129 (0,010)	0,121 (0,010)	-0,008 (0,014)
		Diferença-em-diferença	-0,008 (0,014)
		Dif.-em-dif.-em-dif.	-0,054 (0,026)

Notas:

1. As células contêm o log médio do salário/hora para o grupo identificado nos eixos. Os erros-padrão estão entre parênteses; o tamanho da amostra, entre colchetes.
2. Os anos anteriores e posteriores à mudança promovida pela lei e os estados experimentais e não-experimentais estão definidos nas notas da tabela 2.
3. A diferença-em-diferença-em-diferença é a diferença-em-diferença do painel superior menos a do painel inferior.

Entretanto, se houve claramente um choque de mercado de trabalho nos estados experimentais durante esse período, essa estimação não identifica o impacto da lei. Examinei isso no quadro inferior da tabela 3, onde efetuei o mesmo exercício para o grupo de controle: todos com mais de 40 anos e homens solteiros de 20-40 anos. Para esse grupo, constato uma queda salarial nos estados experimentais, relativamente aos demais estados, de 0,8%. Mesmo não sendo significativa, ela mostra que é importante controlar choques de estados específicos quando se estima o impacto da lei.

Tomando-se a diferença desses dois valores, há uma queda de 5,4% nos salários *relativos* de mulheres casadas de 20-40 anos nos estados que aprovaram as leis, em comparação com a variação de salários relativos nos estados não-experimentais. Essa estimação DDD oferece alguma evidência de que o custo de uma regulação para um grupo específico é arcaado pelos integrantes daquele grupo. No entanto, a magnitude da estimativa parece excessiva, dados os custos descritos na tabela 1. Ademais, sua interpretação é problemática, já que pode haver variação importante no efeito da lei dentro do conjunto de mulheres casadas de 20-40 anos; por exemplo, apenas algumas delas têm seguro no trabalho. Essa fonte de variação é explorada a seguir, quando estabeleço medidas individuais específicas do impacto da lei. Primeiro, investigo como a análise da tabela 3 pode ser expressa numa estrutura de regressão.

Estrutura de regressão para estimação de DDD

A variância de amostragem da estimativa de DDD na tabela 3 pode ser reduzida passando-se a uma estrutura de regressão, o que permite controlar outras observações que afetam as variáveis de resultado. A equação de regressão tem a seguinte forma:

$$W_{ijt} = \alpha + \beta_1 X_{ijt} + \beta_2 \delta_j + \beta_3 \tau_t + \beta_4 \text{TRAT}_i + \beta_5 \delta_j^* \tau_t + \beta_6 \delta_j^* \text{TRAT}_i + \beta_7 \tau_t^* \text{TRAT}_i + \beta_8 \delta_j^* \tau_t^* \text{TRAT}_i \quad (4)$$

onde i indexa indivíduos;

j indexa estados (1 se experimental, 0 se não-experimental);

t indexa anos (1 se depois da lei, 0 se antes);

W é o log do salário real por hora;

X é vetor de características observáveis;

δ_j é efeito fixo de estado;

τ_t é efeito fixo de ano;

TRAT é *dummy* para o grupo de tratamento (1 se de tratamento, 0 se de controle).

A analogia dessa regressão à tabela 3 é simples. A interação de terceiro nível (β_8) capta toda variação nos salários específicos aos tratamentos (em relação aos controles), nos estados experimentais (em relação aos não-experimentais), nos anos posteriores à lei (em relação aos anteriores à lei). Essa é a estimativa DDD do grau de transferência do custo da regulação para os salários dos grupos específicos. A regressão inclui efeitos fixos de ano, estado e grupo, assim como interações de segundo nível de efeitos de estado por ano, de grupo por ano e de grupo por estado. O conjunto de covariantes demográficas inclui educação, experiência e seu quadrado, sexo, estado civil, uma interação estado civil por sexo, uma

dummy para não-branco e um controle para condição sindical. Além disso (não relatado), há *dummies* para 15 grandes indústrias e *dummies* de ano separadas para 1974 e 1978.

Tabela 4
Efeitos dos insumos salários e mão-de-obra — *dummy* do grupo de tratamento

Especificação	(1) Log do sal. hora	(2) Log do sal. hora	(3) Log horas/ semana	(4) Emprego (próbite)
Educação		0,069 (0,001)	0,007 (0,001)	0,046 (0,002)
Experiência		0,020 (0,001)	0,005 (0,001)	0,037 (0,002)
Experiência quadrado/1.000		-0,308 (0,014)	-0,115 (0,014)	-1,078 (0,032)
Mulheres		-0,217 (0,012)	-0,044 (0,011)	-0,123 (0,026)
Casados		0,175 (0,009)	0,065 (0,009)	0,650 (0,024)
Mulheres*casados		-0,214 (0,013)	-0,185 (0,013)	-1,161 (0,032)
Não-brancos		-0,050 (0,008)	0,019 (0,008)	0,011 (0,018)
Sindicato		0,135 (0,006)	0,045 (0,005)	
<i>Dummy</i> "posterior"	-0,003 (0,010)	0,010 (0,009)	0,015 (0,009)	0,046 (0,022)
<i>Dummy</i> de estado experimental	0,129 (0,010)	0,102 (0,008)	-0,016 (0,007)	-0,078 (0,018)
<i>Dummy</i> de tratamento	-0,262 (0,015)	0,086 (0,014)	-0,016 (0,014)	-0,285 (0,030)
Posterior* experimental	-0,007 (0,014)	-0,012 (0,011)	-0,010 (0,010)	-0,029 (0,026)
Posterior* tratamento	0,032 (0,020)	0,007 (0,016)	-0,015 (0,016)	0,157 (0,035)
Experimental* tratamento	0,049 (0,021)	0,040 (0,016)	-0,026 (0,016)	-0,022 (0,033)
Posterior* experimental *tratamento	-0,055 (0,029)	-0,043 (0,023)	0,049 (0,022)	-0,047 (0,048) [-0,016]
N	27.033	27.033	27.033	62.575

Notas:

1. Erros-padrão entre parênteses.

2. A especificação de regressão é a equação (6) do texto; as regressões incluem duas *dummies* de ano e 15 *dummies* de indústria.

3. A regressão da coluna 1 inclui apenas efeitos fixos, interações de segundo nível, e a interação de terceiro nível.

4. A *dummy* "posterior" é igual a 1 em 1977/78, e a zero nos demais casos. A *dummy* "tratamento" é igual a 1 no caso de mulheres casadas de 20-40 anos e a zero, no caso de terem mais de 40 anos ou no caso de homens solteiros de 20-40 anos.

5. O emprego é uma *dummy* igual a 1 no caso de trabalhadores e a zero nos demais casos (desempregados ou excluídos da força de trabalho). A regressão de emprego foi estimada como próbite. O número entre parênteses é a probabilidade marginal (ver texto).

A tabela 4 representa as estimativas a partir de (4). Nas duas primeiras colunas, a variável dependente é o log do salário por hora. Na primeira coluna, omito os controles demográficos e incluo apenas as interações de primeiro, segundo e terceiro níveis. Essa regressão corresponde exatamente à tabela 3. Aliás, o efeito estimado sobre o grupo de tratamento, uma queda de 5,5% nos salários, é virtualmente idêntico ao da tabela 3; a diferença se deve a arredondamento.

Na coluna 2, acrescento o conjunto de controles demográficos. O coeficiente na interação do terceiro nível indica que os salários caíram 4,3% para o grupo de tratamento, o que é marginalmente significativo ao nível de 5%. Embora isso seja ligeiramente inferior à estimativa da coluna 1, o erro-padrão também foi reduzido, de modo que a significância é aproximadamente a mesma. O fato de que a introdução das demais covariantes não teve impacto considerável nesse coeficiente é confortador, dada a interpretação experimental da estimativa.

Os demais coeficientes na regressão têm sinais e grandezas esperados. Há um retorno estimado de 7% para um ano adicional de educação; os vencimentos aumentam com a experiência, porém a uma taxa decrescente; mulheres e negros ganham menos; homens casados ganham mais e mulheres casadas ganham menos; e o prêmio sindical estimado é de 13,5%. Há uma queda de 1,2% nos salários do grupo de controle dentro do estado (o coeficiente em "posterior *experimental", o efeito estado por ano). Isso sugere que, na média, os estados experimentais tiveram um choque negativo durante esse período.¹⁸

As duas colunas seguintes da tabela 4 examinam os efeitos dessa regulação nas horas de trabalho e na probabilidade de emprego. O modelo exposto previu que, havendo total transferência para os salários, o insumo total de mão-de-obra permaneceria inalterado. Entretanto, ainda que os empregadores possam transferir o custo para os salários na média, há evidência de que a *composição* do insumo de mão-de-obra sofrerá mudanças. Essa regulação representa um aumento nos custos fixos do emprego, sendo portanto mais onerosa para os empregados de baixa carga horária. Se os empregadores não puderem transferir o custo para os salários em proporção inversa às horas trabalhadas, então a reação natural será aumentar as horas e reduzir o emprego. Isso permitiria ao empregador baixar o custo horário da regulação e ao mesmo tempo deixar inalterado o insumo total de mão-de-obra.

Por outro lado, já que os trabalhadores de tempo parcial são mais facilmente excluídos da cobertura de seguro de saúde, pode haver um efeito compensador, na medida em que os empregadores substituem os empregados de tempo integral por outros (relativamente menos dispendiosos) de tempo parcial. Nesse caso, diminuiriam as horas e aumentaria o emprego, e o insumo total de mão-de-obra permaneceria inalterado.¹⁹ Ademais, a reação desejada da oferta a essas regulações, do ponto de vista individual, é um aumento do emprego entre os que estão fora da força de trabalho e um aumento da carga horária dos empregados de tempo parcial para terem direito a seguro de saúde, de maneira que aumentam tanto o emprego

¹⁸ Por outro lado, a própria regulação poderia estar causando esta queda no grupo de controle, se os grupos forem complementos ou se houver subvencionamento cruzado entre os grupos devido a restrições de salário relativo. No entanto, tal efeito parece improvável, dada a constatação de substancial transferência para salários de grupo específico.

¹⁹ Naturalmente, outra opção para os empregadores é suprimir por completo a cobertura de seguro. Porém, a lei federal de 1978 continha um dispositivo obrigando que a cobertura de seguro se equiparasse ao nível de outubro de 1978 pelo menos durante um ano (Leshin, 1981). Não fica claro se as leis estaduais continham dispositivos semelhantes. Gruber (1992) conclui que outros benefícios compulsórios estaduais dispendiosos quase não produziram efeito sobre a pensão das firmas de oferecer seguro de saúde.

quanto a carga horária. Assim, são incertos os efeitos sobre horas e emprego, ainda que o custo da regulação possa ser transferido para os salários na média.

Como indica a tabela 4, há certa evidência para o primeiro caso. Na coluna 3, a variante dependente é o log de horas semanais de trabalho; a carga horária aumentou significativamente (4,9%) para o grupo de tratamento. Meço o emprego por uma variável *dummy* que é igual a 1 se o indivíduo for empregado, e a zero se não for (desempregado ou fora da força de trabalho); as regressões de emprego são rodadas como próbites. O resultado na coluna 4 mostra uma queda insignificante do emprego; isso implica que os grupos de tratamento tiveram um decréscimo de 1,6% no emprego durante esse período, com relação aos grupos de controle.²⁰ Há um pequeno efeito positivo líquido sobre o insumo total de mão-de-obra de 0,48 hora por semana por trabalhador; isso corresponde a um aumento de carga horária de aproximadamente 1,4% de horas médias por semana para o grupo de tratamento.²¹

Tabela 5
Resultados das *dummies* de tratamento segundo os grupos demográficos

Grupo	Log sal./hora	Log horas/semanas	Emprego (próbite)	Varição percentual no insumo mão-de-obra
Mulheres casadas de 20-40 anos	-0,043 (0,023)	0,049 (0,022)	-0,047 (0,048) [-0,016]	1,40
Mulheres solteiras de 20-40 anos	-0,042 (0,026)	-0,014 (0,024)	-0,095 (0,064) [-0,030]	-5,95
Homens casados de 20-40 anos	-0,009 (0,018)	0,030 (0,015)	-0,139 (0,072) [-0,038]	-1,08
Todos os tratamentos	-0,023 (0,015)	0,027 (0,014)	-0,079 (0,039) [-0,024]	-0,88

Notas:

1. Erros-padrão entre parênteses.
2. O coeficiente é o da interação de terceiro nível em regressões tais como as da tabela 4.
3. O grupo de tratamento é o grupo indicado em cada fileira.
4. O grupo de controle é o mesmo da tabela 4 (todos os maiores de 40 anos e homens solteiros com menos de 40).
5. O número entre parênteses na coluna emprego é uma probabilidade marginal (ver texto).
6. Variação no insumo mão-de-obra total é a variação em horas na razão emprego médio/população, mais a variação em emprego na média de horas por pessoa empregada. Isto é dividido pela razão emprego/população, para se obter valores por trabalhador, e dividido pela média de horas semanais por grupo de tratamento para se obter uma variação percentual.

Como já foi mencionado, as mulheres casadas constituem apenas um dos três grupos de trabalhadores que são potencialmente afetados por estas regulações. Os custos de empregar

²⁰ Isso é calculado usando-se os coeficientes de próbite para prever a probabilidade de emprego como se todos os indivíduos nos estados experimentais/ano estivessem em grupos de tratamento, depois prevendo a probabilidade de nenhum estar em grupo de tratamento, e tomando a média das diferenças dessas previsões entre indivíduos.

²¹ Calculei a variação no insumo total de mão-de-obra como a variação em horas à razão emprego médio/população, mais a variação no emprego à média de horas por pessoa empregada. Isso foi depois dividido pela razão emprego/população para se obter valores por trabalhador.

mulheres solteiras em idade fértil também subirão, assim como os de empregar homens casados, que podem incluir suas esposas no seguro. Os efeitos sobre esses outros grupos, assim como o efeito sobre todos esses grupos juntos, são resumidos na tabela 5. Há algumas diferenças de resultado entre os grupos: a transferência para os salários é pequena e insignificante para os homens casados, e existe evidência de uma queda considerável no insumo total de mão-de-obra para as mulheres solteiras, a qual é da mesma ordem de grandeza que a queda nos salários para aquele grupo. Porém, os resultados globais em todos os grupos (isto é, a partir de uma regressão na qual a *dummy* do tratamento é 1 para os membros de todos esses grupos) só são condizentes com o resultado para as mulheres casadas: uma queda de salários (significativa ao nível de 11%), um aumento de horas e uma redução do emprego, com um pequeno efeito global de insumo de mão-de-obra com relação ao efeito salarial.

A razão desse efeito diferencial nos subgrupos demográficos pode ser a heterogeneidade no impacto dessa lei sobre os grupos, devido a diferentes probabilidades de cobertura de seguro e ao custo de ampliar os benefícios-maternidade. Na próxima seção, trato dessa heterogeneidade procurando modelar o custo específico individual das regulações.²²

Parametrização individual do custo das regulações

Ao avaliar o custo dos benefícios-maternidade para cada indivíduo, deve-se considerar se o indivíduo é coberto pelo seguro e se o seguro fornece benefícios-maternidade diferentes; se a cobertura advém do próprio emprego do indivíduo ou de um membro da família; se a cobertura é para toda a família ou apenas para o indivíduo;²³ e a probabilidade (pela idade específica) de o indivíduo (ou cônjuge) ter filhos. Infelizmente, o CPS não contém dados sobre cobertura de seguro para o período 1974-78. Por isso calculei custos *previstos* para indivíduos específicos, recorrendo a três fontes de informações: estimativas de custos por idade específica do programa de prêmios; dados sobre a probabilidade de cobertura de seguro no Suplemento de Pensão do CPS de maio de 1979; e dados sobre o tipo de seguro do NMCES de 1977. Esses cálculos de custo são descritos com pormenores no anexo A; a seguir, faço uma breve explanação dos cálculos.

Para todos os indivíduos com mais de 40 anos, e para homens solteiros entre 20 e 40 anos, atribuo um custo zero. Divido os outros que têm entre 20 e 40 anos em três grupos de tratamento: mulheres solteiras, mulheres casadas e homens casados. Utilizo o Suplemento de Pensão do CPS, que indaga se o indivíduo tem seguro no emprego, para modelar a probabilidade de cobertura de seguro como função da demografia individual, das horas de trabalho, da condição sindical e da indústria de emprego. Regressões previsoras separadas são rodadas para cada um dos três grupos. Em seguida crio um extrato do NMCES de todas as pessoas em cada um desses três grupos que estão empregados, que têm seguro no emprego e que são o segurado principal da família. Para cada grupo, modelo a probabilidade de um tra-

²² Embora os resultados variem nesses três grupos, as conclusões globais a partir dos resultados individualmente parametrizados não são sensíveis à exclusão de qualquer desses três grupos da análise

²³ O programa de fixação de preços de prêmio descrito anteriormente atribui um custo incremental muito mais alto à adição de benefícios-maternidade à cobertura familiar do que à individual. Talvez se devam a isso as diferenças na probabilidade de ter filhos. Aliás, a diferença de custo relativo entre os dois tipos de medidas é praticamente igual à diferença nas probabilidades relativas de ter filhos entre mulheres solteiras e casadas (calculada a partir de dados do U.S. DHHS, 1987).

balhador ter cobertura familiar ao invés de individual, como função de demografia, indústria, situação de emprego do cônjuge e indústria do cônjuge.

Finalmente, lanço mão da tabela 1 para atribuir custos por idade específica: tomo a média ponderada dos custos de cobertura individual e familiar (na qual os pesos constituem as probabilidades previstas de cada tipo de cobertura do NMCES) e multiplico pela probabilidade de ter cobertura de seguro no emprego. Isso resulta em um custo semanal previsto que varia entre os seis agrupamentos por faixa etária de 10 anos da tabela 1.²⁴ Os resultados desse exercício são apresentados na tabela A1. O custo médio é de US\$3,91 por semana, que representa 1,9% do salário da média; seu valor máximo é 28% dos salários. O custo médio não é significativamente diferente entre as localizações experimentais/não-experimentais, nem varia muito com o tempo. O custo semanal é mais alto para homens casados, refletindo tanto o alto custo para esse grupo na tabela 1, como a maior probabilidade de serem eles, e não as mulheres casadas, o segurado principal. Porém, uma vez normalizados os custos pelos salários, eles são aproximadamente iguais para homens e mulheres casados, e ligeiramente inferiores para mulheres solteiras.

A medida de custo individualmente parametrizado pode substituir a *dummy* do grupo de tratamento na equação (4), para produzir:

$$W_{ijt} = \alpha + \beta_1 X_{ijt} + \beta_2 \delta_j + \beta_3 \tau_t + \beta_4 CUST_i + \beta_5 \delta_j * \tau_t + \beta_6 \delta_j * CUST_i + \beta_7 \tau_t * CUST_i + \beta_8 \delta_j * \tau_t * CUST_i \quad (5)$$

onde $CUST_i = \frac{\text{custo semanal individualmente parametrizado}}{\text{salários médios do grupo} * \text{horas trabalhadas por semana}}$

Nessa equação, o custo semanal é normalizado tanto por uma medida dos salários médios para o grupo demográfico do indivíduo, como pelas horas trabalhadas por semana. A normalização dos salários médios decorre do fato de que o custo calculado da regulação é expresso em dólar para ser interpretado mais diretamente numa equação de salário de níveis, ao invés da especificação do log do salário usado anteriormente. Contudo, já que os salários são distribuídos log-normalmente, uma equação de salário de níveis quebra os pressupostos de normalidade necessários para efetuar mínimos quadrados ordinários. Numa equação do log do salário, a medida de custo linear estima a queda percentual de salário para um aumento de custo de US\$1, que varia ao longo da distribuição de salários. O ideal seria resolver esse problema normalizando os custos por salários individuais, mas isso induziria uma correlação negativa espúria entre as variantes dependentes e independentes na regressão de salários. Ao invés disso, calculo salários médios para cada uma das 240 células de grupo demográfico (6) por estado (8) por ano (5), estando os grupos demográficos definidos por intervalos de idade de 10 anos para cada um dos três grupos de tratamento. Essa média é usada para normalizar a medida de custo. Os resultados em que essa normalização não é usada são bastante parecidos quando avaliados pelo salário médio para o grupo de tratamento; outras variantes na especificação são apresentadas a seguir.

²⁴ Numa versão anterior deste trabalho, também deixei o custo variar por probabilidades de ter filhos segundo ano e idade específicos. Os resultados foram semelhantes; prefiro as médias de 10 anos porque este parece ser o nível ao qual variam os custos de seguro. No caso dos homens casados, uso as suas idades e não as de suas mulheres, porque esta parece ser a variável pertinente ao cálculo do prêmio.

Como uma regulação de custo fixo de emprego é mais cara para trabalhadores de tempo parcial, o custo previsto também deve ser normalizado por horas trabalhadas por semana, visto que a probabilidade de cobertura de seguro foi adequadamente subponderada para aquele grupo na equação previsora.²⁵ Entretanto, para os trabalhadores que declaram salários semanais no CPS, o salário por hora é calculado como o salário semanal dividido pelas horas trabalhadas. Assim, se houver erro de medida das horas, isso pode induzir uma correlação espúria entre o salário horário e o custo horário por regulação. A seguir apresento resultados com e sem normalização para horas trabalhadas, já que os resultados são sensíveis à especificação escolhida.

Na medida em que minha estimativa do custo da regulação esteja correta, um coeficiente de -1 na interação do terceiro nível indicaria total transferência para os salários. Contudo, ainda que o nível da estimativa esteja incorreto, se eu captar adequadamente o *custo relativo* para os indivíduos, ganharei eficiência na estimativa, relativamente ao caso da *dummy* de tratamento usando a variação individual dos custos relativos.²⁶

Parametrização individual — resultados

A tabela 6 apresenta regressões com os custos individualmente parametrizados. Na primeira coluna, o custo é normalizado por salários médios e horas trabalhadas. A regressão indica transferência muito significativa para os salários, da ordem de 240% do custo da regulação. Embora bem diferente de zero, este coeficiente não é bem diferente de 1, o que implicaria total transferência para os salários.

Nas duas colunas seguintes, avalio a resistência desse resultado a mudanças na especificação do custo da regulação. Como foi dito, a medida individual de custo dessas (em dólares) deveria ser normalizada pelos salários individuais numa equação do log do salário; como isso foi possível, utilizei um substituto grosseiro para grupo demográfico. Uma alternativa é assinalar que a equação de salário pode ser assim especificada: $W = (e^{\beta X} + \text{CUSTNN})e^{\varepsilon}$, onde CUSTNN é o custo individual de regulação por hora não-normalizado por salários, e ε é um termo de erro normalmente distribuído. Tomando logs de ambos os lados dessa equação, obtém-se: $\log(W) = \log(e^{\beta X} + \text{CUSTNN}) + \varepsilon$. Assim, este modelo não-linear tem um erro normalmente distribuído e também um coeficiente diretamente interpretável para o custo da regulação individual em dólares. Na coluna 2 estimo esse modelo, no qual todas as variantes que não envolvem interação com o custo da regulação são exponenciadas, enquanto o custo da regulação e todas as interações com ele não o são. Encontro um coeficiente semelhante àquele da coluna 1.²⁷

²⁵ Isto é, a queda nos salários em relação ao aumento de US\$1 nos custos fixos de emprego é inversamente proporcional às horas trabalhadas.

²⁶ Usar este custo estimado ao invés de uma *dummy* demográfica de fato introduz uma imprecisão maior na estimativa, já que projetei o custo a partir de modelos de regressão anteriores. Esta imprecisão não será adequadamente refletida nos erros-padrão de minhas regressões de resultado, que serão portanto pequenas demais. Contudo, demonstra-se que este problema desaparece à medida que aumenta a precisão das equações predictoras; as equações de previsão usadas enquadram-se bastante bem, prevendo acertadamente entre 73 e 85% dos casos.

²⁷ Procurei ainda introduzir o custo por hora, não normalizado pelos salários, numa equação linear de salários; a interação estimada de terceiro nível é $-3,76$, com um erro-padrão de $0,99$. Além disso, o coeficiente relativo a custo (não normalizado pelos salários) num logaritmo de regressão de salário deve cair à medida que sobe o salário, já que um aumento de US\$1 no custo representa uma percentagem menor de salário. Pode-se testar essa previsão cortando a amostra por alguma medida de renda permanente, como educação. Na realidade, o coeficiente de transferência dos trabalhadores que não completaram o segundo grau é duas vezes maior que o dos que completaram, embora as estimativas não difiram significativamente entre si.

Tabela 6
Resultados dos insumos salários e mão-de-obra — custo parametrizado da regulação

Especificação	(1) Log sal.	(2) Log sal. (MQNL)	(3) Log sal. (sem horas)	(4) Log sal. (integral)	(5) Log hs/ semana	(6) emprego (próbite)
Educação	0,071 (0,001)	0,073 (0,001)	0,070 (0,001)	0,071 (0,001)	0,007 (0,001)	0,065 (0,002)
Experiência	0,024 (0,001)	0,024 (0,001)	0,022 (0,001)	0,022 (0,001)	0,008 (0,001)	0,042 (0,001)
Experiência quadrado/1.000	-0,370 (0,012)	-0,366 (0,012)	-0,360 (0,012)	-0,349 (0,012)	-0,151 (0,010)	-1,067 (0,027)
Mulheres	-0,214 (0,008)	-0,225 (0,008)	-0,190 (0,008)	-0,172 (0,008)	-0,086 (0,007)	-0,246 (0,020)
Casados	0,123 (0,007)	0,110 (0,008)	0,150 (0,008)	0,147 (0,008)	0,031 (0,007)	0,597 (0,024)
Mulheres casadas*	-0,157 (0,009)	-0,147 (0,010)	-0,180 (0,009)	-0,169 (0,010)	-0,156 (0,009)	-1,166 (0,027)
Não-brancos	-0,068 (0,006)	-0,071 (0,007)	-0,065 (0,006)	-0,077 (0,006)	0,001 (0,006)	-0,116 (0,015)
Sindicato	0,116 (0,004)	0,118 (0,005)	0,122 (0,004)	0,102 (0,004)	0,020 (0,004)	
Dummy "posterior"	0,004 (0,008)	0,007 (0,008)	0,008 (0,008)	0,013 (0,008)	0,008 (0,007)	0,063 (0,021)
Dummy de estado experimental	0,090 (0,007)	0,097 (0,007)	0,107 (0,007)	0,099 (0,007)	-0,017 (0,006)	-0,094 (0,017)
Custo parametrizado	2,321 (0,043)	3,308 (0,415)	0,028 (0,011)	0,015 (0,011)	0,009 (0,002)	-0,005 (0,007)
Posterior* experimental	-0,006 (0,010)	-0,007 (0,010)	-0,016 (0,010)	0,002 (0,010)	-0,007 (0,009)	-0,023 (0,025)
Posterior* custo	0,139 (0,515)	-0,098 (0,607)	-0,007 (0,013)	-0,018 (0,013)	0,0003 (0,002)	0,032 (0,008)
Experimental *custo	3,229 (0,535)	2,521 (0,520)	0,033 (0,014)	0,028 (0,014)	-0,002 (0,002)	0,009 (0,008)
Posterior* experimental *custo	-2,460 (0,763)	-2,140 (0,759)	-0,028 (0,020)	-0,038 (0,020)	0,0049 (0,0031)	-0,027 (0,011) [-0,022]
Transferência	246 %	214 %	109 %	160 %		
N	41.367	41.367	41.367	35.868	41.367	84.305

Notas:

1. As regressões de salários e horas incluem duas *dummies* de anos e 15 *dummies* de indústria.
2. A coluna 2 é estimada por mínimos quadrados não-lineares, e o custo da regulação não é normalizado pelos salários médios do grupo demográfico; a especificação está descrita no texto.
3. O custo da regulação das colunas 3 e 4 não é normalizado por horas trabalhadas; a transferência é calculada em horas médias por tratamento.
4. A amostra da coluna 4 restringe-se aos que trabalham pelo menos 35 horas por semana.
5. A coluna 6 é uma próbite. O custo é dado pela média do grupo demográfico. O número entre parênteses é a variação na probabilidade de emprego no caso de um aumento de US\$1 nos custos.

Na coluna 3, volto à especificação padrão do log do salário, porém excluo a normalização do custo da regulação para horas trabalhadas (enquanto mantenho-a para salários médios). Nas horas médias trabalhadas por grupo de tratamento, há uma transferência de 109% para os salários, mas a estimativa não é significativa (embora não seja significativamente diferente daquela da coluna 1). Essa redução do coeficiente de transferência implica que a queda nos salários foi maior para os trabalhadores de menor carga horária, já que eles tiveram o maior aumento nos custos previstos quando estes foram normalizados pelas horas trabalhadas. Como esses trabalhadores de tempo parcial eram cobertos por seguro de saúde, tal resultado é razoável, pois o custo horário da regulação foi maior para eles. Entretanto, apenas 20% dos indivíduos que trabalharam menos de 35 horas por semana em 1979 eram cobertos por seguro de saúde (com base em tabulações do CPS de maio de 1979). A equação de previsão para a probabilidade de cobertura de seguro controla as horas trabalhadas, uma *dummy* para trabalho de tempo parcial e as interações de condição sindical, horas de trabalho e a *dummy* de tempo parcial; no entanto, seria preocupante se esses resultados fossem induzidos somente por trabalhadores de pequena carga horária.

Desse modo, na coluna 4 da tabela 6, concentro-me apenas nos trabalhadores de tempo integral (35 horas por semana ou mais); mais de 75% desse grupo têm cobertura de seguro no emprego. O custo não é normalizado por horas trabalhadas para trabalhadores de tempo integral, pois a relação ruído/sinal em horas é presumivelmente bastante alta nesse grupo.²⁸ Os resultados revelam que a conclusão de transferência no grupo específico não foi motivada por trabalhadores de pequena carga horária. A estimativa de transferência para trabalhadores de tempo integral é significativa ao nível de 6% e situa-se entre as estimativas das colunas 1 e 3.

Se essas estimativas forem corretas, e se houver total transferência do custo dessa regulação para os salários do grupo de tratamento, então não deve haver nenhum efeito líquido sobre o insumo mão-de-obra. Verifico isto nas colunas 5 e 6 da tabela 6. Na coluna 5, a variante dependente é o log de horas trabalhadas, e o custo não é normalizado pela média de salários ou horas.²⁹ Os resultados revelam um aumento do número de horas trabalhadas que é marginalmente significativo ao nível de 10%; para um aumento de custo de US\$1, prevê-se um aumento de horas em torno de 0,5% em relação ao seu nível médio.

No caso da medida de custo na regressão de emprego, não posso prever as probabilidades individuais de cobertura de seguro ou tipo de cobertura, pois não posso medir indústria de emprego nem horas trabalhadas para os desempregados. Portanto, atribuo a cada indivíduo a probabilidade média de cobertura de seguro e a probabilidade média de cobertura familiar/individual em seu grupo demográfico (mulheres solteiras, mulheres casadas e homens casados). Isto é, pressuponho que se os indivíduos não-empregados estivessem empregados, enfrentariam as mesmas probabilidades de cobertura de seguro e comprariam o mesmo tipo de seguro que seus pares demográficos que estão empregados. Como anteriormente, a regressão de emprego é rodada como próbite.

²⁸ A estimativa de transferência é semelhante se o custo for normalizado (-1,32 ao invés de -1,60), mas só é significativa ao nível de 10%.

²⁹ Mais uma vez, normalizar por horas seria teoricamente adequado, mas induziria a uma correlação negativa espúria entre o custo previsto e as horas trabalhadas. Além disso, a equação de previsão para a probabilidade de cobertura de seguro aqui utilizada não determina as horas trabalhadas, pois isso induziria a uma correlação positiva espúria.

Como mostra a coluna 6 da tabela 6, há uma queda significativa do emprego para o grupo de tratamento. O coeficiente de próbite implica que um aumento de US\$1 no custo levaria a uma queda de 0,22% na probabilidade de emprego.³⁰ Tomado juntamente com o coeficiente de horas, isso implica um aumento no insumo total de mão-de-obra por trabalhador de 0,63% de seu valor médio para um aumento de 100% no custo. Isso pode ser contrastado com a estimativa de uma queda de 4,7% do valor médio dos salários. Assim, o efeito estimado sobre o insumo líquido de mão-de-obra é pequeno, o que confirma a conclusão de transferência substancial para os salários.³¹

Checagem de especificação

Como os resultados já referidos representaram os efeitos compostos de três “experiências” separadas, convém avaliar se uma das experiências está induzindo os resultados. Faço isso de duas maneiras na tabela 7, que apresenta os coeficientes das interações de primeiro, segundo e terceiro níveis derivados do modelo de regressão salarial usado na tabela 6 (normalizado por horas).³² Nas colunas 1 e 2, rodo as regressões separadamente na região, comparando Illinois somente com Ohio e Indiana (Meio-Oeste), e Nova Jersey e Nova York somente com Massachusetts, Connecticut, e Carolina do Norte (Costa Atlântica). O coeficiente é significativo em cada região e virtualmente idêntico em todas elas; isso implica que os resultados não são induzidos por efeitos de região.

Na coluna 3 examino separadamente os dois estados da Costa Atlântica liberando a *dummy* de localização experimental por estado nessa região. O coeficiente para Nova York é bastante alto, embora não significativamente diferente do relativo a Illinois, e o coeficiente para Nova Jersey é zero. Não há diferença óbvia na redação das três leis que explique essa discrepância. De qualquer modo, importa assinalar que o resultado global não é induzido pela experiência de nenhum estado em particular: o coeficiente de custo permanece significativo (no nível de 10%), mesmo excluindo-se Nova York.

Na tabela 8 examino a variação regional nos efeitos das regulações sobre o insumo mão-de-obra. Apresento apenas o coeficiente que interessa (a interação de terceiro nível), derivado de regressões tais como as da tabela 6. Na coluna 1, a variante dependente é o log de horas trabalhadas. A coluna 2 mostra uma regressão de próbite para o emprego, e a coluna 3 interpreta o coeficiente como sendo a variação na probabilidade de emprego para um aumento de US\$1 no custo da regulação. As fileiras nessa tabela correspondem às colunas da tabela 7.

³⁰ Calcula-se da mesma forma que no caso anterior: o emprego previsto é calculado ao custo médio, e ao custo médio mais US\$1 para o grupo de tratamento no estado experimental/anos; a diferença média na probabilidade prevista de emprego entre os indivíduos em tratamento nos dá os efeitos do aumento de US\$1 nos custos.

³¹ Também tentei usar nessas regressões uma *dummy* para trabalho em tempo parcial (menos de 35 horas por semana) como variável dependente. Obtive um coeficiente negativo considerável e significante na interação de terceiro nível, o que é compatível com um aumento nos custos fixos do emprego.

³² Embora não relate os coeficientes, a regressão inclui o conjunto habitual de controles demográficos, *dummies* de ano e *dummies* de indústria.

Tabela 7
Variando a especificação — resultados de salários
Variável dependente é log do salário/hora

Especificação	(1) Apenas Meio- Oeste	(2) Apenas Atlânt.	(3) Apenas Atlânt.	(4) Versus hom. solt.	(5) Ind.*ano *estado
Ano "posterior"	-0,002 (0,010)	0,006 (0,011)	0,009 (0,012)	-0,017 (0,013)	
Estado experimental	0,092 (0,011)	0,104 (0,009)		0,068 (0,012)	
Nova York			0,102 (0,010)		
Nova Jersey			0,112 (0,013)		
Custo Parametrizado	2,132 (0,575)	2,577 (0,646)	2,587 (0,520)	-1,977 (1,030)	2,582 (0,435)
Posterior*experimental	0,018 (0,015)	-0,021 (0,013)		-0,012 (0,017)	
Posterior*Nova York			-0,024 (0,014)		
Posterior*Nova Jersey			-0,018 (0,018)		
Posterior*custo	0,028 (0,661)	0,286 (0,799)	0,289 (0,798)	0,808 (0,707)	0,106 (0,530)
Experimental*custo	3,198 (0,862)	3,319 (0,737)		4,330 (0,728)	3,102 (0,542)
Nova York*custo			4,072 (0,798)		
Nova Jersey*custo			1,508 (1,034)		
Posterior*experimental *custo	-2,651 (1,204)	-2,555 (1,052)		-1,977 (1,030)	-2,386 (0,951)
Posterior*Nova York *custo			-3,666 (1,140)		
Posterior*Nova Jersey *custo			0,173 (1,493)		
N	17.739	23.626	23.626	24.229	41.366

Notas:

1. Todas as regressões abrangem: educação, experiência e seu quadrado, mulheres, casados, e *dummies* de não-brancos, interação mulheres*casados, condição sindical, *dummies* de anos para 1974 e 1978, e 15 *dummies* de indústria.

2. A regressão da coluna 3 foi rodada liberando-se os efeitos experimental, experimental*posterior, experimental*custo, e experimental*posterior*custo por estado (Nova York e Nova Jersey).

3. A regressão da coluna 4 restringe a amostra àqueles com 20-40 anos.

4. A regressão da coluna 5 absorve 240 efeitos indústria (15) por ano (2 - anterior/posterior) por estado (8) na estimação.

Tabela 8
Variando a especificação — resultados do insumo mão-de-obra
O coeficiente é o da interação posterior*experimental*custo

Especificação de coluna	(1) Horas (indiv.)	(2) Emprego	(3) Emprego (US\$1 ΔC)	(4) Δ do insumo mão-de-obra total
Básico	0,0049 (0,0031)	-0,027 (0,011)	-0,0022	0,0063
Apenas o Meio-Oeste	0,0066 (0,0047)	-0,027 (0,018)	-0,0015	0,0177
Apenas o Atlântico	0,0033 (0,0043)	-0,030 (0,016)	-0,0029	-0,0042
Nova York	0,0029 (0,0046)	-0,037 (0,017)	-0,0057	-0,0220
Nova Jersey	0,0041 (0,0057)	-0,013 (0,021)	-0,0007	0,0119
<i>Versus</i> homens solteiros	0,0052 (0,0045)	-0,026 (0,018)	-0,0021	0,0081

Notas:

1. O coeficiente é o da interação de terceiro nível (experimental*posterior*custo) em regressões com as da tabela 5.
2. As estimativas em separado para Nova York e Nova Jersey foram obtidas liberando-se os efeitos experimental, experimental*posterior, experimental*custo e experimental*posterior*custo por estado.
3. A coluna 2 é rodada como próbite, usando-se custos médios de grupo demográfico.
4. A coluna 3 interpreta os coeficientes da coluna 2, calculando a variação na probabilidade de emprego de um aumento de US\$1 no custo da regulação (ver texto).
5. Variação no insumo mão-de-obra total é a variação no total de horas semanais por trabalhador no caso de um aumento de 100% no custo da regulação. É calculada acrescentando-se a variação em horas na média do emprego à variação em emprego na média de horas, no caso um aumento de US\$1 no custo, no grupo de tratamento em questão. Isso é então dividido pelo insumo mão-de-obra média (a razão horas vezes emprego/população) do grupo de tratamento e multiplicado pelo custo semanal para se obter a variação percentual no insumo mão-de-obra no caso de um aumento de 100% no custo em dólares.

A coluna final dessa tabela calcula a variação no insumo total de mão-de-obra por trabalhador (como percentual de seu valor médio) para um aumento de 100% no custo da regulação. Há um aumento global de 0,63% no insumo total de mão-de-obra, como foi mencionado. No Meio-Oeste há um aumento de 1,8% no insumo mão-de-obra, já que o aumento da carga horária é muito grande em relação à queda de emprego. Nos estados da Costa Atlântica, há uma pequena queda líquida de 0,4% no insumo mão-de-obra, a qual representa a média ponderada de um aumento de 1,2% em Nova Jersey e de uma queda de 2,2% em Nova York.³³ Assim, embora as regressões individuais pouco ofereçam em termos de significância estatística, reforçam a conclusão de um aumento na carga horária e de uma redução no emprego que deixam inalterado o insumo líquido de mão-de-obra.

Uma interpretação alternativa dos resultados descritos até agora seria a de que foram induzidos por choques de demanda de grupo específico nos estados experimentais; isto é, o pressuposto identificador do estimador DDD não é válido. Uma maneira de avaliar o papel

³³ Note-se que, apesar de a queda líquida no insumo mão-de-obra ser maior em Nova York, os efeitos salariais também são maiores em Nova York, o que implica (a custo e salário médios) uma queda salarial de 6,6%. Assim, a queda no insumo mão-de-obra líquida é pequena em relação à queda salarial.

dos choques de demanda é procurar um grupo de controle para o qual a demanda de mão-de-obra esteja mais intimamente ligada à do grupo de tratamento. Há uma literatura extensa que discute “efeitos de antigüidade” no desempenho do mercado de trabalho; isto é, os trabalhadores mais idosos talvez não sejam prontamente substituíveis pelos mais jovens (Freeman, 1979). Na medida em que o mercado de trabalho é segregado por idade, os trabalhadores mais antigos podem constituir controles insuficientes para choques em estados específicos que afetem o grupo de tratamento. Trato dessa possibilidade nas tabelas 7 e 8 usando como grupo de controle somente o grupo de não-tratamento remanescente, composto de jovens trabalhadores, homens solteiros de 20 a 40 anos. Como mostra a coluna 4 da tabela 7, a estimativa de transferência é algo menor com relação a esse conjunto de controles restrito. No entanto, ainda é significativa (ao nível de 5,5%) e significativamente diferente daquela da tabela 6. Além disso, as estimativas de insumo de mão-de-obra na sexta fileira da tabela 8 se aproximam das da primeira fileira.

Outra maneira de avaliar a influência dos choques de demanda nesses resultados é ampliar o conjunto de controles individuais incluídos na regressão. Tais regressões incluíram um conjunto de 15 *dummies* de indústrias, a fim de captar diferenças de pagamento fixo entre as indústrias. A coluna 5 da tabela 7 avalia a importância, para os resultados, de variações na distribuição de salários por indústria, permitindo que essas *dummies* de indústrias variem por estado e por ano.³⁴ Trata-se de uma especificação muito geral, que leva em conta choques de áreas específicas, de anos específicos e de áreas por ano específico, por indústria. Porém, a estimativa de transferência é virtualmente idêntica à da tabela 6; os resultados intra-região (não-relatados) também são bastante parecidos. Isso não elimina a possibilidade de choques de demanda em outras dimensões, mas mostra que mudanças gerais na estrutura salarial por indústria, localização e tempo não estão induzindo esses resultados.

Resumo

As tabelas 4-8 constatarem extensa transferência do custo dos benefícios-maternidade para os salários de grupos específicos, tanto num modelo de *dummy* de grupo de tratamento relativamente irrestrito, como numa especificação mais paramétrica que procurou captar a variação individual no custo da regulação. Esse resultado foi coerente com uma série de especificações diferentes. Os resultados de insumo de mão-de-obra também foram coerentes com a total transferência e com uma reação conjunta a um aumento dos custos fixos do emprego. No entanto, esses resultados derivaram-se da análise de apenas três experiências, usando um conjunto selecionado de estados de controle. Ademais, os principais resultados não são compatíveis em todos os três estados. Daí a conveniência de se buscar um exemplo de uma regulação para grupo específico que tenha afetado maior número de estados. A PDA federal de 1978 serve como exemplo.

³⁴ Na verdade, por antes/depois da mudança da lei (apenas dois “anos”).

5. A experiência federal

A experiência e os dados

As leis estaduais estudadas na seção 4 anteciparam a Lei Federal de Discriminação contra a Gravidez, implementada em outubro de 1978. Essa legislação era mais abrangente que as regulações estaduais, incluindo todas as relações de emprego, e não apenas os benefícios de saúde. Entretanto, os representantes da indústria de seguro de saúde estimaram que os efeitos sobre os planos de benefícios de saúde representariam 2/3 do custo de implementação da PDA (Commerce Clearing House, 1978).

Na medida em que a legislação federal simplesmente duplicou a existente nos estados com benefícios-maternidade, é possível estudar os impactos de um aumento nos custos do seguro de saúde para maternidade. Nesse caso, os estados que já tinham aprovado leis são os controles, e aqueles que não tinham aprovado são os experimentais. Além disso, até aquela data o CPS estava identificando todos os estados separadamente, de modo que posso usar como estados de controle todos aqueles que tinham aprovado leis até 1º de janeiro de 1977 (12 estados), e como experimentais todos os que não aprovaram leis em 1977 e 1978 (28 estados).³⁵ Estes estados são mais amplamente representativos do país como um todo, o que ajuda a superar quaisquer problemas decorrentes do fato de ter-se usado três estados (bastante parecidos) como experimentais na estimação anterior.

Faço uso do CPS de março de 1978 e de 1979 (antes), e de 1981 e de 1982 (depois) para estudar o impacto da lei federal, no contexto da estrutura de regressão já desenvolvida. Os dados de março diferem dos de maio usados anteriormente, na medida em que os dados sobre rendimentos e mercado de trabalho são retrospectivos; isto é, os indivíduos são indagados sobre seus rendimentos anuais, semanas trabalhadas e horas usuais por semana no ano anterior.³⁶ As únicas outras diferenças com relação às regressões mencionadas são que não há dados sobre a condição sindical e que agora as *dummy* de ano referem-se a 1978 e 1981.

Os resultados

A tabela 9 apresenta várias estimativas do impacto da PDA sobre os salários. Na coluna 1, repito a estimação usando a *dummy* demográfica, que mais uma vez é igual a 1 para mulheres casadas entre 20 e 40 anos, e igual a zero para todos os demais (exceto homens casados entre 20 e 40 anos e mulheres solteiras entre 20 e 40 anos). Há indício de transferência para os salários, embora a magnitude seja aproximadamente a metade daquela de regressões anteriores; é significativa ao nível de 10%. O coeficiente para mulheres solteiras (não relata-

³⁵ Os controles são: Arkansas, Califórnia, Colorado, Havaí, Idaho, Illinois, Iowa, Maryland, Nova Jersey, Nova York, Tennessee e Wisconsin. Os experimentais são: Alabama, Alaska, Delaware, o distrito de Colúmbia, Indiana, Kentucky, Louisiana, Maine, Massachusetts, Mississippi, Missouri, Montana, Nebraska, New Hampshire, Novo Mexico, Carolina do Norte, North Dakota, Ohio, Oklahoma, Rhode Island, Carolina do Sul, South Dakota, Texas, Utah, Vermont, Washington, West Virginia e Wyoming. Connecticut foi excluído desta parte do estudo porque o estado aprovou regulamentação de benefícios não-discriminatórios para todos os grupos em 1979.

³⁶ Assim, os dados reais sobre mercado de trabalho referem-se a 1977, 1978, 1980 e 1981. O uso do mês de março foi ditado pelo fato de que, a partir de 1979, o (CPS) Censo da População Atual do mês de maio só solicitou informações sobre remuneração a apenas 1/4 das pessoas da amostra.

das) é aproximadamente a metade e apenas equivale a seu erro-padrão; para homens casados, os salários caem menos de 1%, o que é insignificante.

Tabela 9
Resultados de salários — custo parametrizado da regulação — experiência federal
Variável dependente é log do salário/hora

Especificação	(1) <i>Dummy</i> tratamento	(2) Custo da regulação	(3) Não norma- lizado por horas	(4) Integral não- normalizado	(5) Mulheres normalizado por horas	(6) Mulheres não-norma- lizado
Educação	0,064 (0,0005)	0,066 (0,0004)	0,065 (0,0004)	0,068 (0,0004)	0,063 (0,0005)	0,063 (0,0005)
Experiência	0,025 (0,0004)	0,027 (0,0003)	0,026 (0,0003)	0,028 (0,0003)	0,024 (0,0004)	0,024 (0,0003)
Experiência Quadrado/1.000	-0,362 (0,008)	-0,397 (0,007)	-0,389 (0,007)	-0,404 (0,007)	-0,364 (0,007)	-0,358 (0,007)
Mulheres	-0,272 (0,007)	-0,232 (0,005)	-0,209 (0,004)	-0,234 (0,005)	-0,248 (0,005)	-0,236 (0,005)
Casados	0,198 (0,005)	0,164 (0,004)	0,189 (0,004)	0,152 (0,004)	0,223 (0,005)	0,232 (0,005)
Mulheres*casados	-0,255 (0,008)	-0,210 (0,005)	-0,231 (0,005)	-0,198 (0,005)	-0,262 (0,005)	-0,268 (0,005)
Não-brancos	-0,062 (0,004)	-0,069 (0,003)	-0,066 (0,003)	-0,078 (0,003)	-0,068 (0,004)	-0,066 (0,004)
<i>Dummy</i> "posterior"	-0,080 (0,005)	-0,079 (0,005)	-0,082 (0,005)	-0,075 (0,005)	-0,078 (0,005)	-0,081 (0,005)
<i>Dummy</i> de estado experimental	-0,090 (0,004)	-0,089 (0,004)	-0,088 (0,004)	-0,094 (0,004)	-0,086 (0,004)	-0,088 (0,004)
<i>Dummy</i> tratamento/ custo parametrizado	0,129 (0,008)	2,650 (0,308)	0,018 (0,008)	0,055 (0,008)	4,533 (0,388)	0,083 (0,010)
Posterior*experimental	0,023 (0,006)	0,021 (0,006)	0,023 (0,006)	0,018 (0,006)	0,021 (0,006)	0,023 (0,006)
Posterior*custo	0,030 (0,009)	0,483 (0,351)	0,024 (0,009)	0,014 (0,009)	0,884 (0,438)	0,040 (0,012)
Experimental*custo	0,002 (0,009)	0,149 (0,343)	0,005 (0,009)	0,010 (0,008)	-0,469 (0,429)	-0,002 (0,011)
Posterior*custo *experimental	-0,021 (0,012)	-0,628 (0,455)	-0,023 (0,012)	-0,018 (0,011)	-0,647 (0,570)	-0,029 (0,015)
Grau de transferência		63%	90%	77%	65%	103%
N	131.512	195.463	195.463	166.417	154.823	154.823

Notas:

1. Na coluna 1 usou-se uma *dummy* para mulheres de 20-40 anos como efeito de tratamento; nas colunas 2-7, usou-se o custo parametrizado.
2. Posterior é uma *dummy* igual a 1 caso o ano seja 1980 ou 1981; e igual a zero se for 1977 ou 1978.
3. Experimental é uma *dummy* igual a zero caso o estado tenha aprovado um benefício-maternidade até 1º de janeiro de 1977; e igual a 1 se o estado não aprovou esse benefício em 1977 ou 1978.
4. A coluna 4 usa apenas quem trabalhou pelo menos 35 horas semanais.
5. As colunas 5 e 6 excluem os homens casados de 20-40 anos do grupo de tratamento.
6. Nas colunas 3, 4 e 6 o custo da regulação não é normalizado por horas trabalhadas; o grau de transferência das colunas 3, 5 e 6 é calculado por média de horas para o grupo de tratamento incluído na regressão.

Nas colunas 2-6, apresento os resultados em que o custo individual da lei foi modelado da mesma maneira que nas tabelas 6-8.³⁷ Em todos os casos, o custo é normalizado pelos salários médios do grupo demográfico para 48 células de localização (2) por ano (4) por grupo demográfico (6). Na coluna 2, o custo é normalizado por horas trabalhadas, e na coluna 3, não é normalizado. Aqui, os resultados são o inverso do caso anterior; a estimativa de transferência é mais alta e mais significativa quando o custo *não* é normalizado. Quando o custo é normalizado por horas, a estimativa indica 63% de transferência, mas a estimativa é insignificante. Quando não é normalizado, a estimativa de transferência sobe para 90% e é marginalmente significativa ao nível de 5%.

Talvez a causa dos piores resultados quando o custo é normalizado por horas seja o fato de as horas por semana no levantamento de março se referirem ao ano anterior, ao passo que no levantamento de maio se referem às horas usuais trabalhadas por semana atualmente. A medida de maio pode ser um substituto menos ruidoso para a carga horária efetiva, o que torna a estimativa de custo por hora mais precisa e reduz os problemas decorrentes do fato de dividir-se por horas as variantes dependentes e também as independentes. Para lidar com isso, assim como para diminuir a possível influência espúria de trabalhadores com pequena carga horária que não são cobertos por seguro de saúde, focalizo na coluna 4 apenas os indivíduos que trabalharam 35 horas ou mais por semana. A estimativa não-normalizada é ligeiramente inferior à da coluna 3 e apenas significativa ao nível de 12%. Contudo, o resultado é parecido, no caso dessa amostra restrita, e indica transferência de aproximadamente 77% do custo da regulação; o resultado é muito parecido quando o custo é normalizado por horas para esse grupo.

Há um problema quando se comparam esses resultados com os anteriores: a lei federal proscreeva a discriminação contra a gravidez em *qualquer aspecto* do relacionamento de emprego. Assim sendo, talvez tenha imposto custos adicionais de empregar mulheres em idade fértil que não afetariam os custos de empregar seus maridos; o custo previsto para homens pode estar agora superestimado com relação àquele para mulheres. Examinando isso nas colunas 5 e 6 da tabela 9, na qual uso apenas as mulheres como grupo de tratamento, excluindo da regressão os homens casados de 20-40 anos. O resultado em que o custo não é normalizado por horas trabalhadas é mais forte que o da coluna 3 e indica transferência da ordem de 100%; o resultado com as horas normalizadas é quase idêntico ao da coluna 2. A tabela 10 examina o efeito da PDA sobre o insumo de mão-de-obra usando as especificações empregadas anteriormente, incluindo ou não homens casados no grupo de tratamento. Quanto à *dummy* de tratamento referente a mulheres casadas (última fileira), há um aumento de carga horária e uma redução no emprego, como antes, porém o efeito líquido é considerável (cerca de -2%) e da mesma magnitude que a queda dos salários na coluna 1 da tabela 9 (embora nem o coeficiente de carga horária nem o de emprego sejam tão grandes quanto seus erros-padrão). Contudo, no caso dos resultados parametrizados para todo o grupo de tratamento, o resultado é exatamente o contrário do achado anteriormente; agora há uma *redução* na carga horária e um *aumento* no emprego. Mas tanto o coeficiente de carga horária como o de emprego são completamente insignificantes, e não há efeito líquido sobre o insumo de mão-de-obra. Apenas para as mulheres de tratamento há um aumento na carga horária e no emprego, embora ambos sejam também insignificantes; há um pequeno aumento líquido no insumo de mão-de-obra (de 1,3%). Portanto, embora as estimativas de

³⁷ A única diferença é que as equações de previsão já não incluem controles para condição sindical.

transferência sejam menores do que aquelas referentes à avaliação das leis estaduais, condizem com a conclusão de transferência substancial para os salários de grupo específico, com pouco efeito líquido sobre o insumo de mão-de-obra.

Tabela 10
Resultados do insumo mão-de-obra — experiência federal
O coeficiente é o da interação posterior*experimental*custo

Especificação	(1) Horas (<i>dummy</i>)	(2) Horas (param.)	(3) Emprego (<i>dummy</i>) (próbite)	(4) Emprego (param.) (próbite)	(5) Emprego (param.) (US\$1 Δ C)	(6) Δ do insumo mão-de- obra total
Básico		-0,0002 (0,0015)		0,0007 (0,0068)	0,00005	-0,0005
Mulheres apenas tratamentos		0,0009 (0,0029)		0,0034 (0,0094)	0,00029	0,0013
Mulheres casadas tratamentos	0,0012 (0,0098)		-0,018 (0,028)		-0,0055	-0,0197

Notas:

1. O coeficiente das colunas 1 e 3 é o da interação de terceiro nível (experimental*posterior**dummy* de tratamento) de regressões como as da tabela 4, onde o grupo de tratamento é composto de mulheres casadas de 20-40 anos, com variável *dummy* igual a 1 se o indivíduo está no grupo de tratamento.

2. O coeficiente das colunas 2 e 4 é o da interação de terceiro nível (experimental*posterior*custo) de regressões como as da tabela 5, onde o grupo de tratamento engloba a totalidade de mulheres de 20-40 anos e de homens casados de 20-40 anos, onde se atribui aos indivíduos os custos individualmente parametrizados da coluna 2, e os custos médios de grupo demográfico da coluna 4.

3. A segunda fileira restringe o grupo de tratamento a mulheres de 20-40 anos.

4. A coluna 5 interpreta os coeficientes da coluna 4, calculando a variação na probabilidade de emprego no caso de um aumento de US\$1 no custo da regulação.

5. A variação no insumo mão-de-obra total é a variação no total de horas semanais por trabalhador no caso de um aumento de 100% no custo da regulação. É calculada acrescentando-se a variação em horas na média de emprego à variação em emprego na média de horas, no caso de um aumento de US\$1 no custo, para o grupo de tratamento em questão. Isto é então dividido pelo insumo mão-de-obra média (horas vezes razão emprego/população) para o grupo de tratamento e multiplicado pelo custo semanal de se obter a variação percentual do insumo mão-de-obra no caso de um aumento de 100% no custo em dólares.

7. Conclusões

A obrigatoriedade, para o empregador, de conceder benefícios ao empregado é hoje um tópico de crescente interesse nos EUA, e muitas das regulações propostas são para grupo específico. Quando há uma falha de mercado no fornecimento de um determinado benefício, a regulação pode ser uma maneira eficiente de corrigir essa falha. Considerando que os empregados valorizam o benefício que estão recebendo, as regulações agem como imposto sobre benefícios, podendo (no limite) ser tão eficientes como o financiamento da expansão do benefício sob a forma de quantia paga de uma só vez. Contudo, esse argumento depende crucialmente da capacidade de ajustar os salários livremente, a fim de que reflitam a valorização do benefício compulsório pelo empregado; no caso das regulações para grupo específico, pode haver vários impedimentos ao livre ajuste dos salários relativos.

As evidências aqui apresentadas, porém, corroboram a afirmação de que haverá transferência, para o grupo específico, dos custos de benefícios compulsórios como cobertura global de seguro de saúde para a maternidade. Isso não prova que as mulheres em idade fértil e

seus maridos valorizavam o benefício que estavam recebendo, mas sugere que os salários estão livres para refletir tal valorização. Esta é uma precondição importante para defender as regulações como instrumento eficiente de política social.

Esse resultado mostrou-se refratário a diversas especificações do efeito desses benefícios-maternidade, mas houve certa variação nos seus efeitos conforme as várias experiências utilizadas; particularmente, os resultados para a lei federal foram mais fracos que os referentes à legislação estadual. Isso mostra a importância de futuras avaliações de regulações para grupos específicos, como a recente enxurrada de leis sobre licença-maternidade aprovadas no nível estadual.

Cabe assinalar que este trabalho enfocou apenas a questão da eficiência das regulações como instrumento de política pública. Na realidade, existem pelo menos dois argumentos relativos a equidade que são contrários às regulações. Primeiro, o objetivo da regulação pode ser redistribuir recursos para determinado grupo da sociedade. Nesse caso, a transferência dos custos de uma regulação para um grupo específico anula essa política redistributiva. Segundo, as regulações podem ser políticas relativamente regressivas para financiar a expansão dos benefícios. Como mostra Vergara (1990), um imposto sobre toda a mão-de-obra que financia uma expansão de benefícios será mais progressivo que uma regulação, se a distribuição de renda for suficientemente desigual.

Ademais, o caso dos benefícios de saúde para maternidade pode ilustrar como a correção de uma deficiência do mercado pode servir para agravar outra. Os economistas da área de saúde mostram que o seguro total pode acarretar grandes perdas de bem-estar devido à superutilização de recursos médicos (Feldstein, 1973). De fato, é interessante notar que o número de partos cesarianos por mil habitantes dobrou entre 1975 e 1981, e que as cesarianas já constituem a segunda intervenção cirúrgica feita com mais frequência no país (US Department of Commerce, 1990; HIAA, 1989). É preciso pesquisar mais os efeitos do aumento da cobertura para a maternidade, depois de meados dos anos 70, sobre os custos da maternidade. A cobertura total do seguro terá encarecido o tratamento das complicações do parto?

Finalmente, esta análise concentrou-se unicamente no financiamento da expansão da cobertura do seguro, desprezando os benefícios potenciais das regulações. Se a expansão da cobertura da maternidade causou realmente uma mudança no estilo de tratamento do parto, isso pode ter surtido efeitos benéficos nos resultados referentes a nascimento. Da mesma forma, se as disposições sobre licença-maternidade aumentam a participação das mulheres na força de trabalho, pode haver importantes ganhos no que se refere à redução da desigualdade no emprego. Também existem quase mil outros benefícios legislados no nível estadual que se assemelham a esses benefícios-maternidade; isto é, estabelecem níveis mínimos para certos benefícios nos planos de seguro de saúde existentes. Algumas regulações como as que dizem respeito ao tratamento de doença mental e alcoolismo, podem ter consideráveis efeitos compensadores no tocante à redução de gastos médicos em outros setores do sistema de saúde (McGuire & Montgomery, 1982). Caso fossem estimados, esses benefícios poderiam ser comparados aos custos salariais para os empregadores, a fim de avaliar a eficácia de futuras expansões de benefícios no emprego.

Referências bibliográficas

- Alan Gutmacher Institute. *Blessed events and the bottom line: financing maternity care in the United States*. New York, AGI, 1987.
- Angrist, Joshua. The effects of veterans benefits on veterans' education and earnings. Harvard University, 1990. mimeog.
- Card, David. The effects of minimum wage legislation: a case study of California, 1987-89. Princeton University, 1990. (Industrial Relations Section Working Paper, 278.)
- Chollet, Deborah. A profile of the nonelderly population without health insurance. In: *Government mandating of employee benefits*. Washington, D. C., Employee Benefit Research Institute, 1987.
- Commerce Clearing House. *New 1978 pregnancy benefit and discrimination rules, with explanation and state survey*. Chicago, CCH, 1978.
- Congressional Research Service. *Health insurance and the uninsured: background data and analysis*. Washington, D. C., U. S. Government Printing Office, 1988a.
- . *Costs and effects of extending health insurance coverage*. Washington, D. C., U. S. Government Printing Office, 1988b.
- Feldstein, Martin. The welfare loss of excess health insurance. *Journal of Political Economy*, 81:251-80, 1973.
- Freeman, Richard. The effect of demographic factors on age-earnings profiles. *Journal of Human Resources*, 14: 289-318, 1979.
- Fullerton. Reconciling recent estimates of the marginal welfare cost of taxation. *American Economic Review*, 81: 302-8, 1991.
- Gruber, Jonathan. State mandated benefits and employer provided insurance. Harvard University, 1992. mimeog.
- & Krueger, Alan B. The incidence of mandated employer-provide insurance: lessons from workers' compensation insurance. In: Bradford, David (ed.). *Tax policy and the economy*. Cambridge, MA, MIT Press, 1991.
- Hamermesh, Daniel S. The demand for labor in the long run. In: Ashenfelter, Orley & Layard, Richard (eds.). *Handbook of labor economics, Volume I*. Amsterdam, North-Holland, 1986.
- Health Insurance Association of America. *New group health insurance*. Washington, D. C., HIAA, 1978.
- . *Source book of health insurance data*. Washington, D. C., HIAA, 1981.
- . *The cost of maternity care and childbirth in the United States, 1989*. Washington, D. C., HIAA, 1989.
- Kittner, Dorothy R. Maternity benefits available to most health plan participants. *Monthly Labor Review*, 1978. p. 53-6.
- Leibowitz, Arleen. Fringe benefits in employee compensation. In: Triplett, Jack E. (ed.). *The measurement of labor cost*. Chicago, University of Chicago Press, 1983.
- . The response of births to changes in health costs. *The Journal of Human Resources*, 25:697-711, 1990.
- Leshin, Geraldine. *EEO Law: impact on fringe benefits*. Los Angeles, UCLA Institute of Industrial Relations, 1981.
- McGuire, Thomas G. & Montgomery, John T. Mandated mental health benefits in private health insurance. *Journal of Health Politics, Policy, and Law*, 7:380-406, 1982.
- Mitchell, Olivia. The effects of mandating benefits packages. *Research in Labor Economics*, 11:297-320, 1990.

Reinhardt, Uwe E. Should all employers be required by law to provide basic health insurance coverage for their employees and dependents? In: *Government mandating of employee benefits*. Washington, D. C., Employee Benefit Research Institute, 1987.

Rothschild, Michael & Stiglitz, Joseph E. Equilibrium in competitive insurance markets: an essay on the economics of imperfect information. *Quarterly Journal of Economics*, 90:629-50, 1976.

Stiglitz, Joseph. *Economics of the public sector*. New York, W. W. Norton, 1986.

Summers, Lawrence H. Some simple economics of mandated benefits. *American Economic Association, Papers and Proceedings*, 79:177-83, 1989.

US Department of Commerce. *Statistical abstract of the United States*. Washington, D. C., 1990.

US Department of Health and Human Services. *Vital statistics of the U. S.* Washington, D. C., US DHHS, 1987.

Vergara, Rodrigo. The economics of mandatory benefits programs. Harvard, 1990. mimeog.

Anexo A

O custo das regulações

Este anexo entra em detalhes acerca da medida específica por indivíduo do custo das regulações referentes a maternidade. Calcula-se o custo de modo diferente para cada um dos três grupos de pessoas de 20-40 anos de idade: mulheres casadas, mulheres solteiras e homens casados. Para todos os demais, o custo é fixado em zero. Calcula-se assim:

$$CUST_i = \frac{(CUSTIND_i * pr(COBIND_i) + CUSTFAM_i * pr(COBFAM_i)) * pr(SEGCOB_i)}{4 * DEFL * SALMED_i * HRSEM_i} \quad (A1)$$

onde $CUST_i$ = custo individual de alguém com características demográficas i ;

$CUSTIND_i$ = custo de acrescentar benefícios-maternidade à cobertura do seguro de saúde individual da pessoa i ;

$pr(COBIND_i)$ = probabilidade de ter cobertura individual, dado que i tem cobertura de seguro;

$CUSTFAM_i$ = custo de acrescentar benefícios-maternidade à cobertura do seguro de saúde familiar;

$pr(COBFAM_i)$ = probabilidade de ter cobertura familiar, dada a cobertura do seguro;

$pr(SEGCOB_i)$ = probabilidade de estar coberto por seguro no trabalho;

DEFL = deflator para dólares de 1978;

SALMED_{*i*} = salário médio para a célula *estado*ano do grupo demográfico de i ;

HRSEM_{*i*} = horas de trabalho por semana.

Os dados sobre custos em dólar (CUSTIND, CUSTFAM) provêm da tabela 1; usa-se o custo específico para faixas etárias de 10 anos, de modo a que haja seis categorias de custo em dólar para os três grupos de tratamento. Modela-se a probabilidade de que o indivíduo i esteja coberto por seguro de saúde no trabalho usando-se trechos do Suplemento de Pensões do CPS de maio de 1979 referentes a todos os trabalhadores de cada um dos três grupos demográficos que dispõem de dados completos sobre cobertura do seguro de saúde. Uma variável *dummy* por ter seguro de saúde é regredida de: educação, experiência e seu quadrado, uma *dummy* para não-brancos, condição sindical, horas trabalhadas, uma *dummy* por trabalhar menos de 18 horas por semana, condição sindical vezes horas trabalhadas, condição

sindical vezes a *dummy* de 18 horas, e 15 *dummies* de indústria. Essas regressões foram rodadas em separado para cada um dos três grupos demográficos. Foram rodadas como modelos de probabilidade linear (LPM), usando-se mínimos quadrados generalizados (MQG), e como próbites.³⁸ Estes dois preditores eram altamente correlacionados em cada grupo, e produziram resultados semelhantes nas regressões de resultado (salários e horas); foram usados os resultados dos LPM.

Modelou-se o tipo de cobertura de seguro, recorrendo-se a um extrato do NMCES referente a todos os indivíduos empregados em cada um desses grupos que tinham cobertura de seguro de saúde no trabalho e eram os titulares do seguro familiar. Criei uma variável *dummy* igual a 1 se o indivíduo tivesse cobertura familiar, e a zero se tivesse cobertura individual. Fez-se então a regressão para: educação, idade e seu quadrado, uma *dummy* por não-brancos, condição de chefe de família (no caso de mulheres solteiras), nove *dummies* de indústria, condição empregatícia do cônjuge, e nove *dummies* pela indústria do cônjuge. Novamente foram rodados em separado modelos de probabilidade linear para cada um dos três grupos demográficos, usando-se os MQG. Essas seis regressões (três para prever cobertura de seguro e três para tipo de seguro) estão disponíveis a pedido.

Os custos de 1990 estão deflacionados para níveis de 1978 mediante uma média ponderada do IPC detalhado para serviços hospitalares (peso 2/3) e serviços médicos (peso 1/3). Como no calculador do seguro o custo é mensal, normalizo por quatro semanas; isso pressupõe jornada de trabalho de mês integral, e portanto subestima o custo para trabalhadores de jornada parcial. Como o custo é mensal, isso talvez não seja problema para trabalhadores sazonais. Como discutido no texto, normalizo por salários médios e por horas trabalhadas. Os salários médios são tabulados para 240 grupos em separado: seis categorias demográficas (grupos na faixa etária dos 10 anos de cada um dos três grupos demográficos), para cada um dos oito estados, para cada um dos cinco anos.

Outro fator que determina o efeito dessas leis é o grau dos benefícios diferenciais, que preferi não modelar. Há muita incerteza sobre o que constitui benefícios diferenciais, e também sobre quanto custa erradicar diferentes tipos de diferenciais. Além disso, o NMCES apenas fornece detalhes sobre cobertura de seguro para um número reduzido de segurados, e não posso determinar que estados tinham aprovado benefícios-maternidade até 1977. Assim sendo, não era viável modelar o grau de discriminação a nível individual.

A análise deste anexo pressupõe que os empregadores arquem com todos os custos do prêmio adicional de empregar um trabalhador em um dos grupos de tratamento. Isto só se concretizará sob classificação de plena experiência dos prêmios de seguro de saúde do empregado. Segundo o CRS (1988a), as seguradoras comerciais vêm usando a classificação de experiência desde que começaram a crescer nos anos 40; em 1978, as seguradoras comerciais tinham uma participação de 50% no mercado nacional (baseado em receitas de prêmios, da HIAA (1981)). Os planos Blue Cross e Blue Shield costumavam ter prêmios de seguro “classificados por comunidade”, o que quer dizer que os empregadores não arcavam com o custo adicional de uma empregada em idade fértil. No entanto, nos anos 50, muitos planos Blue Cross/Blue Shield passaram a classificar os grandes empregadores por experiência, enquanto outros mudaram para a “classificação demográfica”, na qual a composição

³⁸ O LPM é rodado usando-se quadrados mínimos ponderados, cujos pesos são: $1/(\sqrt{\hat{p}*(1-\hat{p})})$, onde \hat{p} é a probabilidade prevista de cobertura de seguro de saúde de uma regressão OLS.

demográfica da força de trabalho determina a taxa (de modo que o benefício seria mais oneroso para o empregador marginal). Em fins dos anos 80, as Blues classificaram por experiência todos os grupos maiores, e até mesmo alguns pequenos empregadores (CRS, 1988a: 21). Embora não se possa estimar a extensão exata das classificações por experiência e demográfica em fins dos anos 70, parece que já estava bastante difundida.

Finalmente, pela Lei de Seguridade de Aposentadoria do Empregado (Erisa) de 1974, os empregados auto-segurados foram excluídos da regulamentação estadual, inclusive benefícios estaduais compulsórios. Assim, enquanto todas as firmas estariam sujeitas à PDA federal, as grandes firmas que tinham condições de se auto-segurar podem ter escapado ao efeito das leis estaduais. Porém, embora mais de 40% das firmas com mais de 500 empregados dispusessem do auto-seguro em 1989 (Gruber, 1992), este ainda não era muito difundido antes de 1980. Jensen & Gabel (1988) constatam que apenas 21% das firmas com mais de 100 empregados adotavam o auto-seguro em 1981, e que este crescia rapidamente no início dos anos 80; é de se presumir, portanto, que o grau de auto-seguro em 1978 era até mesmo menor.

A tabela A1 apresenta o custo médio da regulação por semana e por hora, e o custo por hora como fração do salário/hora para: todos os indivíduos em tratamento; os indivíduos em tratamento por estado experimental/não-experimental e antes/depois da experiência; e grupos diferentes de tratamentos.

Tabela A1
custo da regulação — parametrização individual

	Custo por semana	Custo por hora	Custo/salário
Todos os tratamentos	3,91 (1,66) [7,50]	0,099 (0,046) [0,919]	0,019 (0,010) [0,277]
Estados não-experimentais em anos anteriores	4,01 (1,68) [7,50]	0,100 (0,043) [0,917]	0,020 (0,010) [0,277]
Estados não-experimentais em anos posteriores	3,87 (1,65) [7,50]	0,096 (0,045) [0,914]	0,020 (0,010) [0,138]
Estados experimentais em anos anteriores	3,92 (1,66) [7,45]	0,102 (0,055) [0,919]	0,018 (0,009) [0,173]
Estados experimentais em anos posteriores	3,85 (1,63) [7,43]	0,097 (0,042) [0,906]	0,018 (0,010) [0,196]
Mulheres casadas de 20-40 anos	2,83 (1,33) [6,78]	0,078 (0,033) [0,564]	0,019 (0,010) [0,151]

(Continua)

(Continuação)

	Custo por semana	Custo por hora	Custo/salário
Mulheres solteiras	2,40	0,063	0,015
de 20-40 anos	(0,85)	(0,021)	(0,007)
	[5,05]	[0,334]	[0,070]
Homens casados	5,13	0,123	0,020
de 20-40 anos	(1,02)	(0,045)	(0,011)
	[7,50]	[0,919]	[0,277]

Notas: 1. As células nas fileiras 1-4 contêm a média referente a indivíduos em tratamento; as células nas fileiras 5-7 contêm a média de todos os estados/anos; 2. Os desvios-padrão estão entre parênteses; os máximos, entre colchetes.