

# Avaliando o PLANFOR: O Programa do Sindicato dos Metalúrgicos de São Paulo\*

Reynaldo Fernandes  
Naércio Aquino Menezes-Filho  
Hélio Zylberstajn

Universidade de São Paulo

## Resumo

Este trabalho faz uma avaliação de impacto do programa de treinamento conduzido pelo Sindicato dos Metalúrgicos de São Paulo. Trata-se de um estudo não experimental que pretende contribuir para o acúmulo de conhecimento sobre os resultados do PLANFOR, sendo um dos primeiros a avaliar um programa conduzido por um conveniado não governamental. Utilizou-se dois grupos de comparação: indivíduos inscritos e não chamados e vizinhos. O estimador utilizado foi o *propensity score*. A conclusão geral é que o programa de treinamento do Sindicato dos Metalúrgicos de São Paulo não tem sido efetivo para seus participantes. Apesar de não ser resultado de uma estimativa experimental, esta conclusão se mostrou bastante robusta.

## Abstract

The objective of this study is to evaluate the impact of the training program conducted by the Metal Workers Union in the State of São Paulo. It is a non-experimental study that aims at contributing to accumulating evidence about the PLANFOR and it is the first to evaluate a program conducted by a non-governmental organization. Two control groups were used: individuals that enrolled in the program but were not called and neighbors. The estimator used was the propensity score. The conclusion is that the program does not seem to be effective to the participants. Although not the result of an experimental technique, this conclusion proved to be very robust.

Classificação do JEL: **J31**

Palavras-Chave: Avaliação, Treinamento, Políticas Públicas, Mercado de Trabalho

---

\* Do Departamento de Economia da FEA/USP e da FIPE. Os autores agradecem a Cristiane Aparecida Fernandes da Silva, Maurício José Serpa Barros de Moura e Fabiana de Felício pela assistência dada a esta pesquisa. Este artigo baseia-se em pesquisa para o Sindicato dos Metalúrgicos, da qual participou também o Prof. Iram Rodrigues da FEA-USP.

## I. Introdução

No esforço de aumentar a produtividade e os rendimentos dos trabalhadores, em especial dos pouco qualificados, os governos de vários países têm concebido um grande número de programas de treinamento. Pelo menos desde dos anos 60, muitos analistas têm visto esses programas como um instrumento de combate a pobreza e à desigualdade. A atenção dada a esses programas tem aumentado nos anos recentes, em virtude do crescimento do desemprego na Europa e da desigualdade salarial em países como os Estados Unidos. Assim, além de elevar os rendimentos dos trabalhadores, os programas de treinamento são vistos como forma de combater o desemprego<sup>1</sup>.

No Brasil, o interesse pelos programas de treinamento não tem sido menor. No passado, várias iniciativas foram tomadas, sendo o SENAI (Serviço Nacional de Aprendizagem Industrial) e o SENAC (Serviço Nacional de Aprendizagem Comercial) os casos mais conhecidos<sup>2</sup>. Mais recentemente, em 1995, o Ministério do Trabalho e Emprego lançou o Plano Nacional de Qualificação Profissional (PLANFOR), uma programa muito mais ambicioso do que os do passado, seja por sua extensão como pelo fato de assumir o desafio de dar formação profissional para os trabalhadores economicamente desfavorecidos, reconhecidamente uma população que apresenta maiores dificuldades para se obter resultados positivos<sup>3</sup>. Informações fornecidas pelo Ministério do Trabalho e Emprego concluem que, no período de 1995 a 1998, 5,6

---

<sup>1</sup> Para um resumo de estudos nesta área, ver Friedlander, Greenberg e Robins (1997).

<sup>2</sup> O SENAI e o SENAC, posteriormente complementados pelo SENAR (Serviço Nacional de Aprendizagem Rural) e o SENAT (Serviço Nacional de Aprendizagem dos Transportes), forma o sistema “S” de formação profissional.

<sup>3</sup> Uma crítica recebida pelos programas anteriores é que ele excluíam os trabalhadores economicamente desfavorecidos. Amadeo (1992) conclui que o SENAI treinava trabalhadores e jovens estudantes, mas não

milhões de trabalhadores já haviam passado pelos programas de treinamento, o que corresponde a cerca de 7,4% da PEA.

Para operacionalizar o PLANFOR, o Ministério do Trabalho e Emprego estabelece convênios com governos Estaduais e entidades não governamentais, como os sindicatos de trabalhadores. Estas instituições possuem a incumbência de elaborar um plano específico de treinamento, contratar as entidades executoras e, por fim, prestar contas ao Ministério do Trabalho e Emprego. Trata-se, portanto, de um programa bastante descentralizado e diversificado. Passados cinco anos da implantação do PLANFOR, torna-se fundamental avaliar o resultado deste esforço. É neste sentido que o presente trabalho procura contribuir.

A avaliação dos programas de treinamento envolve uma série de critérios que, grosso modo, podem ser divididos em três grupos: “focalização”<sup>4</sup>; benefícios produzidos aos participantes e custos do programa. Neste artigo, nos concentramos na questão dos benefícios produzidos aos participantes. Embora este não seja o único critério, ele é primordial. Caso se conclua que o programa falha em produzir resultados positivos aos participantes, qualquer outro critério de avaliação torna-se irrelevante.

É exatamente este aspecto que a maior parte da literatura internacional sobre avaliação de programas de treinamento tem focalizado<sup>5</sup>. A estratégia básica consiste em comparar, em algum período após o treinamento, a renda esperada de um grupo de trabalhadores que passou pelo programa (grupo de tratamento) com outro que não passou

---

tinha programas especiais para desempregados e, além disso, o nível de escolaridade dos treinados era alto em comparação à escolaridade média dos trabalhadores brasileiros.

<sup>4</sup> O critério de focalização avalia em que medida o programa está atendendo o público alvo. Assim, o programa é melhor avaliado quanto maior a parcela de incluídos entre o público alvo e maior a parcela de excluídos entre os demais.

<sup>5</sup> Ver Heckman, Lalonde e Smith (1999).

(grupo de controle). Caso a designação dos trabalhadores em cada um dos grupos tenha ocorrido de forma aleatória (método experimental), então uma simples comparação das rendas médias dos dois grupos fornece o impacto do treinamento sobre os treinados. Por outro lado, caso o grupo de controle tenha sido escolhido posteriormente, de modo que o avaliador não teve controle sobre o processo de seleção, uma série de métodos não experimentais tem sido desenvolvido com objetivo de eliminar o viés de seleção que provavelmente estaria presente em tal situação<sup>6</sup>.

Independentemente das questões estatísticas envolvidas, tal estratégia apresenta uma série de limitações. Tais avaliações são do tipo “caixa-preta”. Elas avaliam o impacto médio de um determinado programa sobre uma população específica e sob certas circunstâncias do mercado de trabalho. Assim, generalizações para outros programas, populações e condições do mercado de trabalho podem ser indevidas. Por outro lado, os programas de treinamento costumam oferecer mais de um tipo de serviço para os participantes, sendo que os métodos utilizados nestas avaliações não permitem identificar se todos os serviços são importantes ou se apenas um ou dois desses serviços é que são responsáveis pelos resultados positivos que, eventualmente, venham ser observados<sup>7</sup>.

Evidentemente, as limitações acima apontadas não invalidam o esforço de se realizar avaliações de impacto que empregam esse tipo de metodologia. Mesmo porque o esclarecimento dessas questões só será possível quando um conjunto suficientemente

---

<sup>6</sup> Para uma discussão destes métodos ver, entre outros, Dehejia e Wahba (1998), Heckman e Smith (1999) e Angrist e Krueger (1999).

<sup>7</sup> Friedlander, Greenberg e Robins (1997) argumentam que, de modo geral, os programas de treinamento incluem um ou mais dos seguintes itens: elementos de leitura e matemática; treinamento vocacional em habilidades ocupacionais específicas; subsídio para os empregadores contratar participantes do programa; estágios e preferência na contratação em órgãos de governo e Organização sem fins lucrativos; assistência na busca de emprego; e suporte material e financeiro para os participantes.

grande de avaliações de impacto ficarem disponíveis, o que possibilitaria a comparação de programas com diferentes graus de êxito para tentar identificar as conjunções de fatores que condicionam o sucesso ou o fracasso destes.

Existe hoje uma vasta literatura internacional que procura avaliar o desempenho dos programas públicos de treinamento, em especial para os Estados Unidos. A experiência internacional de avaliações não produziu resultados muito animadores. Friedlander, Greenberg e Robins (1997), que realizaram um *survey* extensivo da literatura americana sobre avaliação de programas de treinamento para os economicamente desfavorecidos, concluem que a impressão geral, após 30 anos de avaliações, é que os programas de treinamento apresentam resultados modestos para homens adultos e falham em produzir resultados positivos para os jovens. Os resultados obtidos para as mulheres adultas são um pouco mais otimistas, embora a literatura não explicita as razões para que isto ocorra.

O Brasil, por sua vez, não possui tradição em realizar avaliações de impacto dos seus programas de treinamento. Não temos conhecimento de nenhuma tentativa para se avaliar o impacto dos programas do sistema “S”, por exemplo. Esta situação, entretanto, está mudando com o advento do PLANFOR. Existe hoje uma série de avaliações de impacto em andamento e os primeiros resultados parecem não se distanciar muito daqueles apresentados pela literatura internacional<sup>8</sup>.

Este trabalho realiza uma avaliação de impacto do programa de treinamento conduzido pelo Sindicato dos Metalúrgicos de São Paulo. Trata-se de um estudo não experimental que pretende contribuir para o acúmulo de conhecimento sobre os resultados do PLANFOR. Um ponto a ser ressaltado é que o presente estudo é um dos

primeiros a avaliar um programa de treinamento conduzido por um conveniado não governamental.

O artigo divide-se em 3 seções, além desta introdução. Na seção II discute-se a metodologia adotada. Os resultados são apresentados na seção III. Por fim, na seção IV, tecem-se os comentários finais.

## **II. Metodologia**

As avaliações de impacto dos programas de treinamento procuram responder o seguinte contrafactual: Qual seria a situação dos egressos do programa caso não tivessem passado por ele? A comparação destes trabalhadores nestas duas situações produziria a avaliação do resultado médio do programa: impacto médio do tratamento sobre os tratados. Uma vez que não é possível verificar a situação dos treinados (grupo de tratamento) na condição de não treinados, utiliza-se um grupo de trabalhadores sem treinamento para representar os treinados nesta situação (grupo de controle). Evidentemente, a validade deste exercício depende da capacidade do segundo grupo representar bem o primeiro, caso eles não tivessem passado pelo programa.

Uma forma de garantir isto é alocar um conjunto de trabalhadores, entre os dois grupos, de modo aleatório. O problema surge quando um experimento aleatório não pode ser realizado, como vem a ser o nosso caso. Nesta situação o grupo de controle escolhido pode possuir características que diferem das do grupo de tratamento, em variáveis que o programa pretende afetar. Neste caso o resultado da comparação dos grupos produziria uma avaliação enviesada do impacto do tratamento sobre os tratados. Nesta seção,

---

<sup>8</sup> Ver, por exemplo, Barros, Andrade e Perelli (1999) e Rios-Neto e Oliveira (1999).

apresentamos a metodologia adotada para tentar lidar com esse problema de viés de seleção<sup>9</sup>.

## **II.1. Definição dos Grupos de Tratamento e Controle**

O Sindicato dos Metalúrgicos de São Paulo nos forneceu os registros das inscrições dos alunos que freqüentaram os cursos oferecidos no ano de 1998. Estes registros continham 45.936 inscrições, distribuídas em uma variedade de cursos – 61 cursos diferentes<sup>10</sup>. Apesar desta grande variedade, mais de 60% das inscrições concentravam-se nos cursos de informática. O número de alunos inscritos (37.608) era ligeiramente menor que o número de inscrições, porque alguns alunos estavam inscritos em mais de um curso.

A partir destes registros foi gerada, de forma aleatória, uma amostra de 687 indivíduos. Deste total, 325 indivíduos foram excluídos por duas razões: ou os endereços se localizavam fora do município de São Paulo, ou os indivíduos não foram localizados. Assim, foram entrevistados 362 indivíduos que, em princípio, formariam nosso grupo de tratamento. Sempre que um indivíduo deste grupo era entrevistado, os entrevistadores procuravam, na vizinhança, outro que possuísse características “similares” para, também, ser entrevistado. O critério de similaridade limitou-se a sexo e idade. Por este procedimento foram entrevistados 325 indivíduos, os quais formariam nosso grupo de controle.

---

<sup>9</sup> Ver Heckman, Lalonde e Smith (1999).

<sup>10</sup> A duração média destes cursos é em torno de 80 horas.

Entretanto, dos 362 inscritos amostrados apenas 219 (61%) efetivamente freqüentaram os cursos. Para aqueles que não tinham freqüentado foi perguntado o motivo e a grande maioria respondeu que não havia sido chamada para participar. Isto gerou um segundo e inesperado grupo de controle, formado por pessoas inscritas mas que não foram chamadas. Como não tivemos acesso aos critérios de seleção, entre os inscritos, não podemos afirmar que isso se deu de forma aleatória. De qualquer modo, este grupo se apresenta como um grupo de controle melhor do que aquele composto pelos vizinhos.

Excluindo-se todos aqueles que, por diversas razões, não concluíram o treinamento ou cujas informações apresentaram problemas, nossa amostra final conteve: a) 186 treinados (grupo de tratamento); b) 106 inscritos e não chamados (grupo de controle 1); e c) 325 vizinhos (grupo de controle 2).

As entrevistas foram realizadas em outubro de 1999 e pesquisou-se as características pessoais e as condições de emprego e renda dos entrevistados no mês do início do treinamento, nos três meses imediatamente anteriores ao treinamento e no período da entrevista (um ano após o treinamento). A tabela 1 apresenta uma descrição de algumas características individuais e situações ocupacionais no período do treinamento.



**Tabela 1**  
**Características da Amostra no Momento do Treinamento**

Variáveis	Treinados		Inscritos e Não-Chamados		Vizinhos	
	Média	D.Padrão	Média	D.Padrão	Média	D.Padrão
Homem	0,529	-	0,462	-	0,492	-
Chefe	0,204	-	0,208	-	0,246	-
Casado	0,216	-	0,219	-	0,324	-
Casado-ha4	0,016	-	0,029	-	0,046	-
Casado-m4	0,016	-	0,057	-	0,022	-
Idade	24,91	8,36	27,60	10,36	26,10	9,9
Escolaridade	9,47	1,89	8,93	2,47	8,37	2,94
Desempregado	0,516	-	0,443	-	0,265	-
Inativo	0,129	-	0,142	-	0,286	-
Empregado	0,355	-	0,415	-	0,449	-
Renda	168,11	292,20	158,79	274,34	304,32	594,44
Renda_emp.	473,77	309,78	382,54	310,15	677,42	731,50
R.Fam.pc	212,26	169,80	214,43	183,49	265,24	315,18
No. Obs.	186	-	106	-	325	-

Notas: i) Com exceção de idade, escolaridade e as variáveis de renda, as demais são binárias com valor 1 para os indicados e zero para os demais ii) Casado = correntemente casado; Casado-ha4 = já esteve casado nos últimos 4 anos; Casado-m4 = não esteve casado nos últimos 4 anos, mas já foi casado; iii) Renda = inclui os não empregados e iv) Renda-emp = considera apenas os empregados; R.Fam.pc = renda familiar per capita.

Para realizar uma primeira comparação entre o grupo de tratamento e os grupos de controle, é interessante separar as variáveis de características pessoais e familiares daquelas diretamente relacionadas ao engajamento no mercado de trabalho. Em relação ao primeiro conjunto de variáveis as diferenças não são muito sensíveis, em especial quando se compara os treinados com os inscritos e não chamados. Quanto às variáveis do mercado de trabalho, o ponto importante a ser ressaltado é que o grupo de tratamento apresentava uma taxa de desemprego mais elevada. Esta diferença não é tão significativa

quando a comparação é feita com os inscritos e não chamados, mas se mostrou o dobro da dos vizinhos. O comportamento da renda dos empregados também apresenta uma diferença sensível entre o grupo de tratamento e os vizinhos. Em suma, os dados da tabela 1 indicam claramente que os inscritos e não chamados se apresentam como um melhor grupo de controle.

**Tabela 2**  
**Varição de Renda e Estado Ocupacional - 1 Ano após o Treinamento**

<b>Variáveis</b>	<b>Treinados</b>	<b>Inscritos e Não-Chamados</b>	<b>Vizinhos</b>
Desemp.-Desemp.	0,677	0,532	0,756
Desemp.-Inativo.	0,073	0,043	0,023
Desemp.-Emprego	0,250	0,426	0,221
Emprego-Emprego	0,773	0,818	0,774
Emprego-Desemp.	0,197	0,159	0,144
Emprego-Inativo	0,030	0,023	0,082
Inativo-Inativo	0,625	0,667	0,624
Inativo-Emprego	0,167	0,133	0,172
Inativo-Desemp.	0,208	0,200	0,204
Dif.de Renda	11,21	67,77	-19,42
D. Renda (Emp-Emp)	-21,86	58,25	-6,04

Notas i) Desemp.-Desemp.= proporção de desempregados 1 ano após o curso, entre aqueles que estavam desempregados no momento do curso; ii) Dif. de Renda = média das diferenças de renda individuais entre o período de 1 ano após o curso e o momento do curso; iii) D.Renda (Emp-Emp) = Dif.de Renda restrita àqueles que encontravam-se empregados nos dois períodos.

A tabela 2 apresenta informações importantes sobre transição ocupacional e variação de renda, considerando o período de 1 ano após o treinamento. A análise desta tabela mostra que as pessoas que passaram pelo treinamento não obtiveram, no mercado de trabalho, um desempenho melhor do que aqueles pertencentes aos grupos de controle. Por exemplo, a proporção de empregados no período de um ano após o curso, entre aqueles que encontravam-se desempregados no momento do curso, foi de 43% entre os inscritos e não-chamados e de apenas 25% entre os treinados. Quando se analisa a evolução da renda, a situação dos treinados não se mostrou superior à dos grupos de controle. Em relação aos inscritos e não chamados ela foi significativamente inferior.

Estas evidências podem ser vistas como um primeiro indicativo que o treinamento fornecido não foi efetivo para os treinados. Entretanto, como discutido acima, estes resultados podem estar viesados, se o critério de seleção do sindicato baseou-se em características que afetam o desempenho dos trabalhadores no mercado de trabalho. A forma com a qual tentamos lidar com esse possível problema é discutida a seguir.

## **II.2. Definição do Estimador**

A análise do impacto do treinamento sobre os treinados será limitada ao potencial de renda envolvido no programa. O impacto do programa de treinamento sobre a renda dos treinados poderia ser decomposto em duas partes: o impacto devido ao aumento na probabilidade de estar empregado e o impacto na capacidade de obter rendimento. Neste

artigo porém, esta distinção não é feita e o estimador considera os dois aspectos conjuntamente.

Seja  $Y_{1i}$  a renda potencial do indivíduo  $i$ , em algum período após o treinamento, caso ele participe do programa e  $Y_{0i}$  a renda potencial em caso contrário. Assim, o efeito do treinamento sobre o indivíduo  $i$  é  $\pi_i = Y_{1i} - Y_{0i}$  e o impacto médio do treinamento sobre os treinados é  $\Pi = E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1]$ , onde  $D_i = 1$  indica que o indivíduo  $i$  participou do programa e  $D_i = 0$  indica que ele não participou. Entretanto, como não é possível verificar os mesmos indivíduos nas duas situações, utiliza-se um grupo de controle e, assim, estima-se:

$$E[Y_{1i} | D_i = 1] - E[Y_{0i} | D_i = 0] = \Pi + \{E[Y_{0i} | D_i = 1] - E[Y_{0i} | D_i = 0]\} \quad (1)$$

O último termo do lado direito de (1) é uma medida do viés de seleção, representando o fato da renda dos que não foram treinados não corresponder à renda potencial dos treinados, caso eles não tivessem passado pelo programa. De outro modo, para identificar  $\Pi$  através da comparação de um grupo de pessoas sem treinamento, seria necessário garantir que  $E[Y_{0i} | D_i = 1] - E[Y_{0i} | D_i = 0] = 0$ . Esta última condição seria atendida caso a designação dos indivíduos em  $D = 0, 1$  ocorresse de forma aleatória. Por outro lado, se o processo de seleção não foi aleatório alguma hipótese, capaz de identificar  $\Pi$ , se faz necessária.

A hipótese de identificação adotada é que o processo de seleção se dê apenas em relação às características observáveis, de modo que pessoas com características observáveis idênticas possuam a mesma probabilidade de serem designadas como tratamento ou controle. Isto significa que  $(Y_{0i}, Y_{1i} \perp D_i) | X_i$  e  $E[Y_{0i} | X_i, D_i = 1] = E[Y_{0i} | X_i, D_i = 0]$ , onde  $\perp$  denota independência e  $X$  o vetor de características observáveis. Deste modo obtemos,

$$\Pi_X = E[Y_i | X_i, D_i = 1] - E[Y_i | X_i, D_i = 0],$$

onde  $\Pi_X$  é o impacto médio do treinamento sobre as pessoas com características  $X$ . Ou seja, para pessoas com mesmas características a diferença das rendas médias entre os treinados e sem treinamento fornece o impacto médio do tratamento do grupo. Isto nos permite identificar o impacto médio do tratamento sobre os tratados como,

$$\Pi = E\{E[Y_i | X_i, D_i = 1] - E[Y_i | X_i, D_i = 0] | D_i = 1\} = E[\Pi_X | D_i = 1] \quad (2)$$

Em caso de  $X_i$  ser discreto poderíamos re-escrever (2) como

$$\Pi = \sum_X \Pi_X \Pr(X_i = X | D_i = 1) \quad (3)$$

onde  $\Pr(X_i = X | D_i = 1)$  é a probabilidade de um indivíduo do grupo de tratamento possuir as características  $X$ . Assim, o impacto médio do tratamento sobre os tratados poderia ser

obtido estimando-se as diferenças das rendas médias, entre treinados e não treinados, para cada um dos grupos de características  $X$  e, por fim, obter-se a média ponderada dessas diferenças, com o sistema de ponderação determinado pela distribuição dos treinados entre os diversos grupos de idênticas características. Este estimador de *matching* encontra-se discutido em Angrist e Krueger (1999). Como é ressaltado pelos autores, a diferença deste estimador em relação a uma regressão em mínimos quadrados, encontra-se no sistema de ponderação. Enquanto que aqui o sistema de peso é determinado pela distribuição dos treinados entre os grupos de mesmas características, a ponderação implícita na estimação de mínimos quadrados leva em consideração a variância de  $D$ , condicional em  $X$ . Assim, grupo com maior variância de  $D$  obtêm um peso maior<sup>11</sup>.

Um problema para se implementar (3) ocorre quando  $X$  é contínuo ou muito numeroso. Para estes casos, uma alternativa recai sobre os métodos de *propensity score*. Tais métodos utilizam a estimativa do *propensity score* (a probabilidade de ser designado ao grupo de tratamento, condicional em  $X$ ) como uma forma de “resumir” as informações contidas em  $X$ . Rosenbaum e Rubin (1983) mostram que se  $(Y_{0i}, Y_{1i} \perp D_i) | X_i$ , então  $(Y_{0i}, Y_{1i} \perp D_i) | P(X_i)$ , onde  $P(X_i) = \Pr(D_i = 1 | X_i)$ . Deste modo, é possível re-escrever (2) como:

$$\Pi = E\{E[Y_i | P(X_i), D_i = 1] - E[Y_i | P(X_i), D_i = 0] | D_i = 1\} \quad (4)$$

---

<sup>11</sup> Note que como  $D$  é uma variável que assume valores 0 ou 1, os grupos vão obtendo maior peso à medida que  $\Pr(D_i = 1 | X_i = X)$  vai se aproximando de 0,5. Evidentemente, estes dois estimadores tendem a convergir quando o impacto do tratamento não varia com  $X$ . Em Angrist e Krueger (1999), uma comparação destes estimadores para casos mais gerais é realizada.

Para providenciar uma estimativa de (4), o método adotado foi o de estratificação do *propensity score* (EPS)<sup>12</sup>. Seguindo Dehejia e Wahba (1998), a estimação foi realizada em duas etapas. Na primeira estimou-se o *propensity score*,  $P(X)$ , utilizando-se de um modelo *logit*. Na segunda etapa, amostra foi dividida em cinco partes iguais, com base na distribuição das estimativas de  $P(X)$ . Para cada estrato da distribuição de  $P(X)$ , obteve-se a diferença da renda média, entre tratados e controle. A estimativa final, do impacto do tratamento sobre os tratados, foi obtida através da média ponderada dessas diferenças, onde a ponderação foi dada de acordo com a distribuição dos treinados entre os estratos.

O período considerado, para comparação das rendas, foi o de um ano após a data do início do treinamento. Além da comparação das rendas um ano após o treinamento, considerou-se também a diferença dos rendimentos individuais entre o período de um ano após o treinamento e a data do treinamento (diferença das diferenças).

### II.3. Definição das Variáveis de Controle

A precisão da estimativa do impacto do tratamento sobre os tratados, segundo a estratégia adotada, depende, fundamentalmente, da nossa capacidade de estimar apropriadamente a probabilidade de um indivíduo “i” ser designado ao grupo de tratamento ou controle. Isto, por sua vez, depende das variáveis de controle (pré-programa) utilizadas.

---

<sup>12</sup> Outro método bastante utilizado é o de *matching*, o qual consiste em escolher, para cada indivíduo do grupo de tratamento, a renda de um “elemento” do grupo de controle para servir de comparação. Esta renda de comparação pode ser a do membro do grupo de controle com o *propensity score* mais próximo ou, ainda, ser obtida por algum outro critério que pondere a renda dos membros do grupo de controle. Ver, por exemplo, Heckman e Smith (1999).

Variáveis individuais e familiares usualmente incluídas usadas em estimações de equações de rendimentos e de participação na força de trabalho são candidatas naturais. Neste estudo utilizou-se: sexo, condição na família (chefe ou não chefe), idade, escolaridade e estado civil. Em relação a esta última variável, os indivíduos foram agrupados em quatro segmentos: i) solteiros; ii) casados; iii) não correntemente casados, mas que estiveram casados nos últimos quatro anos; e iv) não estiveram casados nos últimos quatro anos, mas já foram casados. Isto porque casamentos recentemente desfeitos podem ser, no caso da mulheres, importantes na decisão de participar de programas de treinamento.

Entretanto, estudos comparando estimativas experimentais e não experimentais, do impacto do treinamento, têm mostrado que o uso deste tipo de variáveis não é suficiente para eliminar o viés das estimativas não experimentais<sup>13</sup>. É tão ou mais importante controlar o histórico do engajamento do indivíduo na força de trabalho no período pré-programa.

Ashenfelter (1978) foi o primeiro a notar que o rendimento médio dos participantes dos programas de treinamento, era substancialmente reduzido no período pré-programa. Tal queda nos rendimentos, além de impor um viés, torna as estimativas extremamente sensíveis ao período em que a renda ( pré e pós programa) é avaliada. Por outro lado, Heckman e Smith (1999) mostram que a dinâmica do desemprego, antes que a dinâmica do emprego ou da renda, é que comandam o processo de participação nos programas de treinamento. Ao controlarem a situação na força de trabalho, no período de seis meses antes do programa, o desempenho de suas estimativas não experimentais melhoraram substancialmente.



Em nosso estudo obteve-se informações sobre a situação na força de trabalho no mês do treinamento e nos três meses imediatamente anteriores. Com base nisto, os indivíduos foram agrupados em cinco segmentos: inativos; empregados; desempregados no mês do treinamento e nos três meses imediatamente anteriores; desempregados no mês do treinamento, mas que haviam transitado da inatividade nos últimos três meses; e desempregados no mês do treinamento, mas que haviam transitado da situação de emprego nos últimos três meses.

Por fim, incluiu-se, também, como variável de controle a renda familiar per capita no mês do treinamento.

### **III. Resultados**

A tabela A1, no apêndice, apresenta os resultados do modelo *logit* para a probabilidade de pertencer ao grupo de tratamento. Pode-se observar que quando a comparação é realizada com os inscritos e não chamados para o treinamento, nenhum dos coeficientes se mostrou estatisticamente significativo ao nível de 5%, como também não foi significativo o teste qui-quadrado para o conjunto dos coeficientes. Assim, não foi possível rejeitar a hipótese de que o processo de seleção, para pertencer ao grupo de tratamento ou controle, tenha se dado de forma aleatória. Por outro lado, quando a comparação é realizada com os vizinhos, essa hipótese é rejeitada. Neste caso, vários coeficientes, assim como o teste qui-quadrado, se mostraram estatisticamente significativos.

---

<sup>13</sup> Ver, por exemplo, Dehejia e Wahba (1998) e Heckman e Smith (1999).

As estimativas do impacto do tratamento sobre os tratados aparecem na tabela 3. Além do estimador de estratificação do *propensity score* (EPS), é apresentado também, para efeitos de comparação, estimativas de mínimos quadrados ordinários (MQO) e diferenças de médias simples.

**Tabela 3: Impacto do Treinamento sobre os Treinados –  
1 Ano Após o Treinamento - Amostra Total**

<b>Critério</b>	<b>Inscritos e Não Chamados</b>	<b>Vizinhos</b>
<b>Diferença de Renda</b>		
- Média Simples	-47,24 (32,58)	-105,57 (40,11)
- M.Q.O.	-57,92 (24,94)	-75,86 (32,45)
- E.P.S	-51,29 (36,52)	-61,95 (34,73)
<b>Diferença das Diferenças</b>		
- Média Simples	-56,56 (22,97)	30,63 (28,53)
- M.Q.O.	-70,62 (22,29)	6,15 (29,79)
- E.P.S.	-56,66 (25,09)	0,22 (25,40)

Obs. Desvio-padrão em parênteses.

A análise desta tabela mostra que, com exceção da comparação entre treinados e vizinhos e para diferença das diferenças, as estimativas de impacto se mostraram negativas. Quando a comparação é feita com o grupo de inscritos e não chamados, os valores estimados são muito estáveis, indicando um impacto negativo ao redor de R\$ 50,00. Isto reflete o fato discutido acima: que, com base nas variáveis de controle utilizadas, não foi possível discriminar os indivíduos entre tratamento e controle. Na

comparação do crescimento da renda (diferença das diferenças), todos os coeficientes foram estatisticamente significativos. Na comparação da renda um ano após o treinamento, apenas a estimativa de mínimos quadrados se mostrou estatisticamente significativa. Por outro lado, na utilizando os vizinhos como grupo de controle, os valores estimados foram mais instáveis, variando entre 30,63 e -105,57. Estas diferenças se mostraram estatisticamente significativas apenas na avaliação da renda de um ano após o treinamento.

A conclusão geral da análise da Tabela 3 é que o treinamento oferecido pelo Sindicato dos Metalúrgicos de São Paulo não foi, em média, efetivo para seus participantes. O fato das estimativas de impacto indicarem valores negativos é curioso, mas não incomum, mesmo para estimativas experimentais<sup>14</sup>. A literatura internacional tem mostrado que o impacto positivo, quando ocorre, está relacionado ao aumento da probabilidade de se conseguir um emprego para os desempregados, ao invés da elevação da renda dos que já possuíam um emprego. Estes programas tendem a possuir um papel de agência de emprego. De acordo com a tabela 2, este não parece ser o caso do programa analisado. Além disto, das 28 pessoas que não tinham trabalho no momento do curso e estavam empregadas um ano depois, apenas três declararam ter tido algum tipo de ajuda para conseguir trabalho.

Vale destacar que a experiência internacional tem mostrado que o impacto dos programas de treinamento varia com relação ao grupo demográfico e o tipo de programa. Apesar da amostra, que já é pequena, se reduzir bastante, as estimativas acima foram realizadas, também, para quatro subgrupos, separadamente: homens; mulheres; cursos de

---

<sup>14</sup> Ver Friedlander, Greenberg e Robins (1997).

informática; e demais cursos<sup>15</sup>. Os resultados destas estimativas encontram-se no apêndice (tabelas A2, A3, A4 e A5). A análise destes resultados, entretanto, não apresenta qualquer evidência capaz de alterar nossas conclusões gerais.

Por fim, o último exercício realizado foi incluir como variáveis de controle o status sindical ( uma variável *dummy* que assume valor 1 quando o indivíduo é sócio ou parente de um sócio do sindicato)<sup>16</sup> e setor de atividade (comércio; serviços; indústria; e outros) do emprego corrente, ou último emprego, no momento do treinamento. A tabela A6, no apêndice, mostra que os indivíduos que possuem ligação com o sindicato apresentaram uma maior probabilidade de participar dos programas de treinamento. Note que a comparação está sendo efetuada apenas entre os inscritos. Isto indica que ser sócio ou parente de sócio do sindicato é um critério de seleção utilizado pelos executores do programa. Entretanto, como pode ser observado na tabela A7, a inclusão destas variáveis não alteraram os resultados obtidos para as estimativas de impacto do treinamento.

#### **IV. Considerações Finais**

Este artigo realiza uma avaliação de impacto sobre a renda potencial para os participantes do programa de treinamento conduzido pelo Sindicato dos Metalúrgicos de São Paulo. Trata-se de um estudo não experimental, para o qual utilizou-se dois grupos de comparação: indivíduos inscritos e não chamados para participar do programa e pessoas que residiam na vizinhança dos participantes. Como medida de renda potencial,

---

<sup>15</sup> A informação do tipo de curso existe mesmo para os inscritos e não chamados.

<sup>16</sup> O questionário utilizado na pesquisa de campo não continha nenhuma pergunta sobre o status sindical, sendo que essa informação foi recuperada do cadastro do sindicato. Deste modo, a inclusão desta variável só foi possível para os treinados e para os inscritos e não chamados.

considerou-se a renda um ano após o treinamento, bem como a variação de renda entre o momento do curso e o período de um ano após. O estimador utilizado foi o de estratificação do *propensity score* e, para efeitos de comparação, testes de médias e estimativas de mínimos quadrados foram, também, realizadas.

A conclusão geral é que o programa de treinamento do Sindicato dos Metalúrgicos de São Paulo não tem sido efetivo para seus participantes. Evidentemente, por se tratar de um estudo não-experimental, fica sempre a dúvida se todas as variáveis relevantes foram corretamente controladas. De qualquer modo, o resultado apresentado se mostrou bastante robusto. Entretanto, qualquer recomendação de políticas públicas a partir dos resultados deste estudo seria precipitada. São necessários vários estudos avaliando os diferentes programas de treinamento no âmbito do Planfor para que possamos concluir pela eficácia ou não do programa como um todo.

### **Referências Bibliográficas**

- Amadeo, E. J. *Vocational Education in Brasil: An Evaluation of SENAI*. PUC-RJ, mimeo, 1992.
- Angrist, J. D. e Krueger, A. B. Empirical Strategies in Labor Economics. In: Ashenfelter, O. e Card, D. (eds) *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, 1999, pp 1277-1366.
- Ashenfelter, O. Estimating the Effect of Training Programs on Earnings. *Review of Economics and Statistics*, vol. 60, 1978, pp 47-57.
- Barros, A. R., Andrade, S. C. e Perelli, R. C. *A Eficiência do Plano Nacional de Qualificação Profissional como Instrumento de Combate a Pobreza no Brasil: Os Casos de Pernambuco e Mato Grosso*, Seminário de Desigualdade e Pobreza no Brasil, IPEA, Rio de Janeiro, Agosto, 1999.
- Dehejia, R. H. e Wahba, S. *Causal Effects in Non-Experimental Studies: Re-Evaluating the Evaluation of Training Programs*, NBER, Working Paper 6586, 1998.
- Friedlander, D., Greenberg, D. H. e Robins, P. K. Evaluating Government Training Programs for the Economically Disadvantaged. *Journal of Economic Literature*,

vol. XXXV, December, 1997, 1809-1855.

Heckman J. J. e Smith, J. A. The Pre-Programme Earnings Dip and the Determinants of Participation in a Social Programme: Implications for Simple Programme Evaluation Strategies, *The Economic Journal*, vol. 109, n. 457, 1999, pp.313-348.

Heckman J.J. , Lalonde, R. e Smith, J.A The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs, in Ashenfelter and Card (eds), *Handbook of Labor of Economics* vol. 3a: Elsevier, 1999, pp. 1865-2097.

Rios-Neto, E. L. G. e Oliveira, A. M. H. C. *Políticas Voltadas para a Pobreza: O caso da Formação Profissional*, Seminário Desigualdade e Pobreza no Brasil, IPEA, Rio de Janeiro, Agosto, 1999.

Rosembaum, P. e Rubin, D. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, *Biometrika*, vol. 70, 1983, 41-55.

## Apêndice

**Tabela A1: Probabilidade de Pertencer ao Grupo de Tratamento  
Amostra Total**

Variáveis	Inscritos e Não Chamados			Vizinhos		
	Coefic.	D.Padrão	Signific.	Coefic.	D.Padrão	Coefic.
Constante	-0,8546	0,9377	0,362	-2,749	0,7551	0,000
Homem	0,2485	0,284	0,381	0,095	0,2202	0,667
Chefe	0,6694	0,4577	0,144	0,2309	0,3465	0,505
Casado	0,1148	0,413	0,781	-0,5235	0,3233	0,105
casado-ha4	-0,1659	0,9873	0,867	-1,7274	0,8155	0,034
casado-m4	-1,0445	0,8314	0,209	-0,422	0,7911	0,594
idade 18-25	-0,2258	0,4265	0,597	0,3117	0,3033	0,304
idade 26-35	-0,2613	0,4904	0,594	0,7922	0,3729	0,034
idade 36-45	-0,5414	0,6428	0,4	0,4733	0,4974	0,341
idade > 46	-0,8925	0,8152	0,274	0,821	0,6847	0,231
educação 5-8	1,1356	0,8018	0,157	1,4435	0,6704	0,031
educação 9-11	1,4036	0,8025	0,08	1,9203	0,6614	0,004
educação > 12	1,4757	0,978	0,131	1,6268	0,7797	0,037
desemp-desemp	0,4509	0,3239	0,164	0,9617	0,2624	0,000
Inativo	0,2165	0,4577	0,636	-0,2730	0,3304	0,409
emprego-desemp	-0,2231	0,589	0,705	0,7162	0,5538	0,196
inativo-desemp.	1,4387	1,1624	0,216	0,7503	0,6384	0,24
renda-fp \$100-167	-0,2782	0,6557	0,671	1,6357	0,794	0,039
renda-fp \$168-300	-0,8331	0,702	0,235	-0,9858	0,5706	0,084
renda-fp > \$300	-0,4383	0,3246	0,893	-0,3110	0,2450	0,204

num. observação	292	-	-	511	-	-
teste qui-2	18,09	-	0,5162	74,48	-	0,000
pseudo R2	0,0477	-	-	0,1116	-	-

---

**Tabela A2: Impacto do Treinamento sobre os Treinados  
Homens**

Critério	Inscritos e Não Chamados	Vizinhos
<b>Diferença de Renda</b>		
- sem controle	7,60 (54,0)	-128,30 (62,78)
- M.Q.O.	-50,95 (38,35)	-89,74 (47,30)
- E.P.S	-56,76 (64,86)	-91,14 (61,35)
<b>Diferença das Diferenças</b>		
- sem controle	-42,51 (35,62)	35,41 (47,77)
- M.Q.O.	-43,16 (36,71)	5,59 (49,19)
- E.P.S	-29,48 (39,91)	-3,61 (42,34)

**Tabela A3: Impacto do Treinamento sobre os Treinados  
Mulheres**

Critério	Inscritos e Não Chamados	Vizinhos
<b>Diferença de Renda</b>		
- sem controle	-114,85 (33,55)	-95,13 (46,27)
- M.Q.O.	-79,81 (30,17)	-83,39 (44,87)
- E.P.S	-38,12 (27,23)	-58,73 (39,73)
<b>Diferenças das Diferenças</b>		
- sem controle	-69,50 (29,51)	25,51 (30,64)
- M.Q.O.	-97,91 (28,35)	-27,37 (32,20)
- E.P.S.	-68,48 (28,07)	-23,62 (29,61)



**Tabela A4: Impacto do Treinamento sobre os Treinados  
Informática**

<b>Critério</b>	<b>Inscritos e Não Chamados</b>	<b>Vizinhos</b>
<b>Diferença de Renda</b>		
- sem controle	-81,94 (48,13)	-120,04 (47,97)
- M.Q.O.	-66,28 (37,32)	-66,72 (38,56)
- E.P.S.	-66,44 (38,07)	-61,95 (34,73)
<b>Diferença das Diferenças</b>		
- sem controle	-49,67 (22,86)	37,52 (33,79)
- M.Q.O.	-50,32 (31,08)	8,45 (35,52)
- E.P.S.	-55,67 (23,14)	16,75 (41,53)

**Tabela A5: Impacto do Treinamento sobre os Treinados  
Não Informática**

<b>Critério</b>	<b>Inscritos e Não Chamados</b>	<b>Vizinhos</b>
<b>Diferença de Renda</b>		
- sem controle	-4,62 (46,45)	-77,31 (66,45)
- M.Q.O.	-56,34 (39,17)	-86,37 (52,0)
- E.P.S.	-76,20 (43,81)	-126,67 (49,38)
<b>Diferenças das Diferenças</b>		
- sem controle	-70,01 (31,39)	17,18 (47,10)
- M.Q.O.	-80,62 (38,03)	2,84 (48,73)
- E.P.S.	-54,58 (25,24)	34,36 (39,29)

**Tabela A6: Probabilidade de Pertencer ao Grupo de Tratamento  
Amostra Total**

Variáveis	Inscritos e Não Chamados		
	Coefic.	D.Padrão	Signific
constante	-0,0343	1,1971	0,977
homem	0,1435	0,3023	0,635
chefe	0,2557	0,5128	0,618
casado	0,1066	0,4355	0,807
casado-ha4	-0,0260	1,0483	0,980
casado-m4	-1,0308	0,9124	0,259
idade 18-25	-0,2127	0,4321	0,623
idade 26-35	-0,2846	0,5073	0,575
idade 36-45	-0,4879	0,6778	0,472
idade > 46	-0,3592	0,8699	0,680
educação 5-8	1,3359	0,9158	0,145
educação 9-11	1,4709	0,9183	0,109
educação > 12	1,3155	1,0599	0,215
desemp-desemp	-0,5064	0,8867	0,568
inativo	-0,8665	0,9510	0,362
emprego-desemp	-1,2013	0,9900	0,225
inativo-desemp.	0,5785	1,4368	0,687
renda-fp \$100-167	-0,1811	0,6698	0,787
renda-fp \$168-300	-0,9648	0,7219	0,181
renda-fp > \$300	-0,1634	0,3348	0,636
sindicalizado	1,1245	0,4229	0,008
indústria	-0,6963	0,9449	0,461
comércio	-1,1379	0,9406	0,226
serviços	-2,071	0,9380	0,027
num. observação	290	-	-
teste qui-2	40,01	-	0,0153
pseudo R2	0,1054	-	-

**Tabela 7: Impacto do Treinamento sobre os Treinados  
1 Ano Após o Treinamento - Amostra Total**

<b>Critério</b>	<b>Inscritos e Não Chamados</b>
<b>Diferença de Renda</b>	
- Média Simples	-47,24 (32,58)
- M.Q.O.	-66,48 (25,37)
- E.P.S	-55,92 (23,46)
<b>Diferença das Diferenças</b>	
- Média Simples	-56,56 (22,97)
- M.Q.O.	-63,31 (23,14)
- E.P.S.	-31,26 (15,26)

Obs. Desvio-padrão em parênteses.

**Os efeitos da redução da jornada de trabalho de 48 para 44 horas semanais  
sobre o mercado de trabalho no Brasil**

Gustavo M. Gonzaga  
*Departamento de Economia, PUC-Rio*

Naércio Aquino Menezes Filho  
*IPE-USP*

José Márcio Camargo  
*Departamento de Economia, PUC-Rio*

Junho de 2001

**Abstract:** The reduction of standard weekly working hours from the current level of 44 hours to 40 hours has recently been proposed by the main central unions as a way to create jobs and reduce unemployment in Brazil. The idea, known as work-sharing, is that the reduction in average hours per worker allows the same tasks to be performed by more employees. However, the notion of work-sharing has been challenged by the theoretical and the empirical literature. Theory says that, in general, a reduction in the duration of the workweek tends to decrease employment. Work-sharing is even less likely in the case of no wage restraint, when monthly wages are not proportionally reduced. Recent cautious econometric evidence also conflict with the notion of work-sharing (Hunt, 1999, and Crépon and Kramarz, 2000). The objective of this paper is to study the effects of the workweek length reduction from 48 to 44 hours, prescribed by the 1988 Constitutional change, on the Brazilian labor market. We find that: i) the reduction of standard working hours was followed by a significant decrease in actual working hours: 60,7% of the employees that worked between 45 and 48 weekly hours in 1988 (the affected group) and that remained employed in 1989 switched to a 40-44 hours workweek; ii) belonging to the affected group in 1988 had no statistical effect on the probability of becoming unemployed, exiting the labor market, or switching to an informal job in 1989; iii) the reduction in working hours implied a 8,8% increase in hourly real wages with respect to those that remained employed at 40-44 hours a week. In sum, the reduction of standard working hours in 1988 reduced actual working hours, did not affect the probability of a typical worker to lose his job in 1989, and implied a relative increase in hourly real wages.

## I. Introdução

Com o recente aumento do desemprego no Brasil e no mundo, desenvolveu-se um amplo debate sobre as formas de se gerar mais emprego. Entre as diversas propostas apresentadas para se criar mais emprego, destacam-se as relacionadas à redução da jornada de trabalho, no caso do Brasil, das atuais de 44 horas semanais para 40, 35 e até mesmo 30 horas por semana. A proposta apresentada pelas centrais sindicais brasileiras prevêem que tais medidas seriam capazes de gerar mais de 3 milhões de novos empregos.

O argumento, à primeira vista intuitivo, é o de que a redução do número de horas por trabalhador aumenta a demanda por novos trabalhadores. Este argumento é conhecido na literatura especializada internacional sob a denominação de *work-sharing* (cuja melhor tradução para o português talvez seja partilha do trabalho, ou ainda, repartição do trabalho). A expectativa é a de que a redução de jornada permite que o mesmo trabalho seja repartido por mais pessoas (todas trabalhando menos horas), o que resulta, portanto, em mais empregos.<sup>1</sup>

No entanto, a forma como as reduções na jornada de trabalho padrão afetam as decisões das firmas quanto à utilização de emprego e de horas médias trabalhadas ainda constitui um tema controverso na literatura. A maior parte dos artigos contesta o argumento teórico e a observação empírica de ocorrência de partilha do trabalho, e, portanto, questiona a capacidade dessas propostas de gerar mais emprego. Tal contestação baseia-se, entre outros fatores, no fato de que a redução da jornada padrão com manutenção do salário mensal aumenta o custo do trabalho frente aos demais fatores de produção, provocando uma substituição do fator que ficou relativamente mais caro (trabalho) pelos demais fatores. No caso de uma redução de jornada de 44 horas para 40 horas semanais, por exemplo, a

---

<sup>1</sup> Um outro argumento, favorável ao *work-sharing*, é o de que reduções de jornada trazem um ganho de produtividade, devido à maior satisfação dos trabalhadores, que passam a ter mais tempo para o lazer e trabalham mais descansados, o que reduz a ocorrência de acidentes de trabalho e de faltas por motivos de saúde. No entanto, pode-se argumentar que, se o aumento da produtividade dos trabalhadores compensa o aumento de custos, as firmas deveriam optar

manutenção do salário mensal implica em um aumento de custo da hora trabalhada de cerca de 10% (equivalente à redução de cerca de 10% da jornada). Esta elevação do custo da hora tende a reduzir a demanda por trabalho, principalmente por trabalho formal (com carteira assinada). Logo, há um incentivo para cada empresa substituir trabalho por capital, processo este já em curso em grande escala no setor industrial brasileiro diante da redução do custo do capital em relação ao custo do trabalho ocorrida ao longo dos anos 90.

Mesmo se considerarmos apenas o fator trabalho isoladamente, os resultados teóricos tendem a trazer ceticismo em relação à observação da substituição de horas médias por mais emprego. Em geral, nos modelos em que o salário real é exógeno, a redução de jornada do trabalho tende a resultar em uma queda do emprego, a não ser em alguns casos excepcionais. Já nos modelos em que o salário real é endógeno, o impacto da redução da jornada sobre o emprego é, em geral, ambíguo, e negativo nos casos mais realistas.

Existem apenas dois estudos recentes na literatura internacional sobre jornada de trabalho que adotam as técnicas econométricas adequadas. Crépon e Kramarz (2000) estudam os impactos da redução da jornada de trabalho na França de 40 para 39 horas semanais, em 1982, sobre a probabilidade de transição do estado de emprego para não-emprego dos grupos afetados. Hunt (1999) explora a variação setorial da jornada de trabalho máxima na Alemanha entre 1985-94 para medir o efeito da redução de jornada adotada em alguns setores, de 39 para 35 horas semanais, sobre o número de horas trabalhadas e sobre o nível de emprego. Os dois estudos concluem que os programas de redução de jornada tiveram efeitos negativos sobre o nível de emprego, não se observando, portanto, o fenômeno de partilha do trabalho.

O objetivo desse artigo é estudar os efeitos da redução da jornada de trabalho de 48 para 44

---

voluntariamente (ou em negociações coletivas) pela redução de jornada, sem a necessidade do governo legislar sobre o assunto.

horas semanais prescrita pela Constituição de 1988 sobre o mercado de trabalho no Brasil.<sup>2</sup> Os resultados mostram que a redução de jornada em 1988 provocou uma queda da jornada efetiva de trabalho, não afetou a probabilidade do trabalhador perder o emprego em 1989 e implicou em um aumento do salário real horário em relação aos demais trabalhadores.

O artigo está organizado da seguinte forma. A seção seguinte contém uma breve resenha da literatura teórica, que procura capturar a essência do fenômeno de *work-sharing*. A terceira seção discute a metodologia e os resultados dos artigos de Crépon e Kramarz (2000) e Hunt (1999). A quarta seção descreve as alterações relevantes para a demanda por trabalho, resultantes das modificações prescritas pela Constituição de 1988; analisa a evolução da distribuição de horas trabalhadas no agregado, com base nos dados das regiões metropolitanas das Pesquisas Nacionais de Amostra por Domicílio (PNADs, do IBGE) de 1981 a 1997; e estuda, com base na metodologia de Crépon e Kramarz (2000) aplicada a dados longitudinais da Pesquisa Mensal de Emprego (PME, IBGE), os efeitos das medidas sobre o mercado de trabalho no Brasil. Finalmente, a última seção apresenta as conclusões do trabalho.

## **II. Resenha da Literatura Teórica**

Nesta seção, descrevemos os principais resultados teóricos da literatura sobre determinação conjunta de emprego e horas trabalhadas. A idéia é identificar os canais pelos quais a redução de jornada de trabalho afeta o nível de emprego e de horas trabalhadas, procurando verificar a ocorrência de partilha do trabalho. Há dois tipos de modelos na literatura: modelos com salário real exógeno e modelos com salário endógeno. O salário real é exógeno nos casos em que o mercado de trabalho funciona em concorrência perfeita e as negociações de trabalho são individuais; e é endógeno nos casos em que há barganha entre sindicatos e firmas. Em geral, nos modelos em que o salário real é exógeno, a

---

<sup>2</sup> Na verdade, estudamos, conjuntamente, os efeitos das diversas alterações constitucionais: a redução de jornada e os



redução de jornada do trabalho tende a resultar em uma queda do emprego, a não ser em alguns casos excepcionais. Já nos modelos em que o salário real é endógeno, o impacto da redução da jornada sobre o emprego é, em geral, ambíguo, e negativo nos casos mais realistas (ver, por exemplo, Calmfors, 1985, e Booth e Schiantarelli, 1986).

Os resultados descritos abaixo são implicações imediatas dos modelos de demanda por dois fatores de produção, supondo-se que as firmas maximizam lucros e são conhecidos desde Ehrenberg (1971) e Feldstein (1967), entre outros. No caso, os dois fatores são emprego e horas médias de trabalho. A teoria microeconômica tradicional nos ensina que a demanda ótima é aquela que iguala a produtividade marginal de cada fator ao seu custo marginal. Sabe-se, também, que o ótimo é caracterizado pela igualdade das razões entre as produtividades marginais e os custos marginais dos dois fatores, ponto no qual a isoquanta tangencia a isocusto. O equilíbrio é, portanto, fundamentalmente afetado pela forma da função de produção da firma (o que depende da tecnologia), e do formato dos custos trabalhistas (que depende da legislação).

É importante ressaltar que a literatura costuma supor que a mão-de-obra é homogênea<sup>3</sup> e que a tecnologia é dada. Desta forma, o efeito da redução de jornada de trabalho sobre o emprego depende de três efeitos: o efeito substituição entre trabalho e capital, o efeito escala e o efeito substituição entre trabalhadores e horas. Como a redução de jornada implica em um aumento do custo do fator trabalho como um todo (a não ser no caso de uma redução mais do que proporcional do salário), o efeito substituição do fator trabalho por capital vai na direção inequívoca de redução do emprego, a não ser que o capital seja fixo. Já o efeito escala também vai na mesma direção, uma vez que o aumento do

---

aumentos do prêmio da hora extra, do custo fixo do emprego e dos encargos salariais.

<sup>3</sup> A hipótese de mão-de-obra homogênea não é inócua. Como vimos acima, a ocorrência de *work-sharing* depende fundamentalmente de um alto grau de substituição entre horas médias e trabalhadores. Mais especificamente, depende de um alto grau de substituição entre trabalhadores que fazem horas extras e aqueles desempregados. No entanto, é possível que estes trabalhadores difiram em seu grau de qualificação, pelo menos em alguns setores da economia. Se, por exemplo, os trabalhadores que fazem horas extras em um determinado setor são mais qualificados e os trabalhadores que estão desempregados são menos qualificados, pode ser difícil para a firma representativa deste setor converter horas extras em mais emprego para os desempregados.

custo unitário de produção provoca uma redução da produção por parte da firma, reduzindo a demanda por todos os fatores, inclusive emprego. Sendo assim, a redução da jornada aumenta o nível de emprego apenas se a substituição de horas médias trabalhadas por trabalhadores for grande o suficiente para compensar os dois efeitos acima.

Para fixar as idéias principais, descrevemos os principais resultados dos modelos com salário real exógeno. Estudamos inicialmente o caso em que a firma está restrita a usar o número de horas médias ( $h$ ) determinado pela jornada de trabalho padrão, ou seja, a firma não contrata horas extras. Uma forma da função de produção que gera substituição entre horas e trabalhadores na direção requerida para se observar partilha do trabalho é o caso tradicional em que trabalho e horas são substitutos perfeitos na produção. Nesse caso, a função de produção, que tem como fatores de produção o número de trabalhadores ( $N$ ) e a jornada média de trabalho ( $h$ ), pode ser escrita com o insumo trabalho ( $L$ ) como um todo representado na forma multiplicativa, ou seja,  $F(h, N) = F(h.N)$ . Desta forma, o ajuste do insumo trabalho pode ser feito tanto na margem extensiva ( $N$ ) quanto na margem intensiva ( $h$ ).

Nesse caso, a firma, ao maximizar os lucros dados por  $F(h.N) - whN$ , contrata trabalhadores no ponto em que  $F'(h.N) = w$  (o salário real horário). Nesse caso, é óbvio que, como  $w$  é constante, se a jornada ( $h$ ) cai, o emprego sobe na mesma proporção (ver Hoel, 1985).<sup>4</sup> Na verdade, este é o modelo que vêm à cabeça da maior parte das pessoas, pois estão acostumados a lidar com o insumo trabalho como um todo, sem pensar na distinção entre horas médias e número de trabalhadores. A pergunta que se coloca é se este modelo faz sentido.

Um bom teste para esta forma funcional é pensar na seguinte questão. Se dez pintores levam 44 horas para pintar uma parede, quantos pintores seriam necessários para pintar a mesma parede se eles trabalhassem apenas 40 horas? Esta pergunta poderia estar em exames de cursos de matemática de

---

<sup>4</sup> Como observa Hoel (1985), no entanto, se é o salário semanal ( $hw$ ) e não o salário horário que está dado, a redução da jornada ( $h$ ) só aumenta emprego se a elasticidade-demanda do trabalho for menor do que um, em valor absoluto.

qualquer escola de primeiro grau do mundo. Provavelmente, os alunos, por não terem o conhecimento de noções básicas de microeconomia, a responderiam de forma equivocada. A simples aritmética, como no caso da função multiplicativa acima, os levaria a responder: 11!

Na verdade, pode-se obter um volume de 440 horas trabalhadas com 10 pintores trabalhando uma jornada de 44 horas, ou 11 pintores trabalhando 40 horas ou 5 pintores trabalhando 88 horas, e assim por diante. Se a firma tem uma demanda por horas totais na forma multiplicativa ( $L=h.N$ ), deveria ser indiferente entre essas diversas opções. Ou seja, qualquer escolha das margens intensiva e extensiva que gerasse 440 horas trabalhadas seria igualmente atraente.

No entanto, o irrealismo dessa hipótese é flagrante, principalmente quando pensamos em número de horas por semana elevado. Com certeza, pode-se afirmar que o nível de trabalho efetivo não dobra quando dobramos, por exemplo, o volume de horas médias de 44 para 88 horas por trabalhador, devendo, provavelmente, aumentar muito pouco (ver Hamermesh, 1993). A partir de um certo momento, devido ao cansaço dos trabalhadores, a produtividade marginal da hora chega a zero e pode, até mesmo, se tornar negativa.<sup>5</sup> Em outras palavras, a produtividade marginal da hora trabalhada tende a ser uma função decrescente em horas médias, uma vez que após um certo ponto os trabalhadores ficam menos produtivos.<sup>6</sup>

Estes resultados acima dependem, no entanto, do fato da jornada escolhida pela firma ser igual à jornada padrão. Como o que nos interessa neste estudo são os efeitos de mudanças nos diversos parâmetros de política (como a jornada padrão e o prêmio da hora extra, por exemplo) que afetam os custos das empresas, é necessário modelar os custos trabalhistas de forma mais realista.

Na literatura, existem diversas tentativas de classificar os diversos tipos de custos do fator

---

5 Note que a forma multiplicativa implica em uma elasticidade do produto em relação à hora igual à elasticidade do produto em relação ao emprego, o que não é, no entanto, comprovado empiricamente (ver Hamermesh, 1993).

6 Na verdade, é razoável supor (ver Estevão, 1993) que, antes de se tornar decrescente, a produtividade marginal da hora média seja crescente para números de horas bastante baixos, em função das frequentes interrupções normais de trabalho (almoço, café, etc.).

trabalho como um todo, de forma a separar os custos fixos dos custos variáveis, ou seja, os custos que incidem apenas sobre emprego dos custos que incidem sobre as horas trabalhadas (ver, por exemplo, Hart, 1984 e Hamermesh, 1993). De um modo geral, os custos do trabalho podem ser escritos da seguinte forma:

$$CT = \alpha w h_s N + \lambda \alpha w (h - h_s) N + fN \quad (1)$$

onde  $h_s$  é a jornada padrão (jornada máxima de trabalho sem pagar horas extras),  $\alpha > 1$  representa os custos não-salariais que incidem sobre a folha de pagamentos,  $\lambda > 1$  é o prêmio da hora extra e  $f$  é o custo fixo do emprego.<sup>7</sup> O salário horário ( $w$ ) inclui os benefícios previstos pela legislação, mas que representam na verdade salário (13º, férias, adicional de férias, etc.).

Os custos fixos do emprego representam os custos de demissão e admissão da mão-de-obra; além das licenças-saúde, maternidade e paternidade (que não remuneram horas extras); os dias parados (feriados e folgas semanais); e eventuais custos fixos relacionados à alimentação, saúde e transporte (vale-transporte, por exemplo). Contrariamente aos outros custos, todos esses custos fixos independem, geralmente, do número de horas trabalhadas, incidindo apenas sobre o número de trabalhadores.

Note que estamos supondo que a firma não contrata trabalhadores abaixo da jornada padrão. Se, ao contrário, o ótimo para a firma fosse contratar trabalhadores abaixo da jornada padrão, a redução desta não implicaria em alteração alguma no nível de emprego e horas, uma vez que a jornada não seria restritiva para o comportamento da empresa.

Como mencionamos acima, a combinação de horas médias e emprego escolhida pela firma iguala as razões dos custos marginais e das produtividades marginais de emprego e horas médias. As funções de custos marginais de emprego e horas médias são as seguintes:

---

<sup>7</sup> De acordo com a legislação atual, a alíquota dos encargos não-salariais sobre a folha de pagamentos é de 35,8% (ver Amadeo e Gonzaga, 1997) e o prêmio de hora extra é de 50%. Os encargos sobre a folha de pagamentos englobam os 20% de contribuição do empregador ao INSS, os 7,8% do “sistema S”, salário-educação, etc., e os 8% do FGTS.

$$CM_N = f + \alpha w h_s + \lambda \alpha w (h - h_s) \quad (2)$$

$$CM_h = \lambda \alpha w N \quad (3)$$

No ponto de ótimo da firma, a relação entre produtividade marginal dos fatores deve se igualar à relação entre os custos marginais dos fatores. Sendo assim, as equações (2) e (3) mostram os efeitos de diferentes mudanças institucionais sobre o nível de emprego e de horas trabalhadas, dadas as produtividades marginais desses dois fatores. Um aumento dos custos não-salariais, por exemplo, tem o efeito de reduzir a relação entre o custo marginal do emprego e o custo marginal da hora trabalhada. Para recompor a igualdade das razões entre as produtividades marginais e os custos marginais, é necessário que a produtividade marginal da hora média aumente em relação a do emprego. Isto é obtido se a empresa trocar horas médias trabalhadas por mais trabalhadores, aumentando o nível de emprego.<sup>8</sup> Por outro lado, um aumento do custo fixo do emprego reduz a relação entre os custos marginais do trabalho e das horas e induz à substituição de trabalhadores por horas trabalhadas, gerando menos emprego.

As equações (2) e (3) mostram também que a redução da jornada de trabalho ( $h_s$ ) não tem impacto sobre o custo marginal da hora e aumenta o custo marginal do emprego. Logo, a razão entre os custos marginais se altera, induzindo, *ceteris paribus*, uma substituição de trabalhadores por horas médias. Já uma elevação do prêmio sobre a hora extra ( $\lambda$ ) provoca uma elevação da razão entre os custos marginais do emprego e da hora, o que leva a uma substituição de horas por emprego.

Uma observação importante é que estamos supondo que nenhuma destas mudanças institucionais afeta a relação entre as produtividades marginais desses dois fatores, o que é razoável, uma vez que se referem a parâmetros presentes apenas na função de custos trabalhistas. É frequente, por

---

<sup>8</sup> Note que os encargos têm efeito sobre a razão entre os custos marginais apenas devido à existência de custos fixos do emprego. No caso, a elevação dos encargos não-salariais não afeta um parâmetro do custo marginal do emprego (o custo fixo), mas provoca uma elevação do custo marginal da hora média, produzindo o efeito descrito no texto. Se não houvesse o custo fixo, os custos marginais da hora e do emprego subiriam na mesma proporção.

exemplo, ver analistas confundirem a jornada máxima da legislação,  $h_s$ , com a jornada efetiva,  $h$ . No caso, as produtividades marginais do emprego e da hora dependem da jornada efetiva,  $h$ , mas não de  $h_s$ . Como descrito acima, a jornada efetiva (bem como o nível de emprego) mudam exatamente para gerar as alterações nas produtividades marginais que compensem as alterações nos custos induzidas pelas mudanças na legislação.

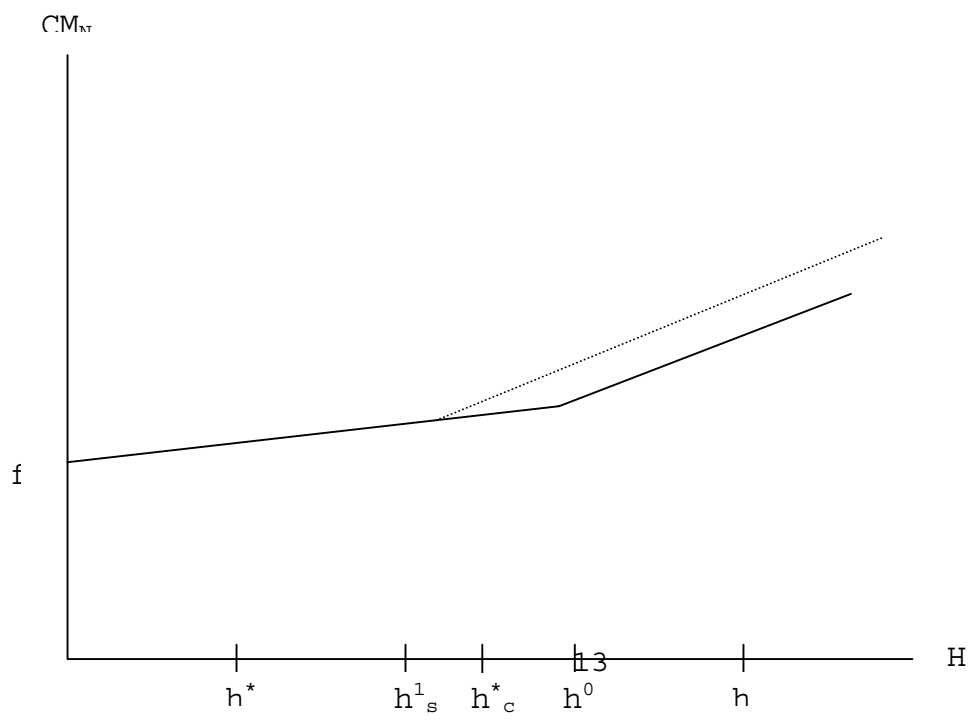
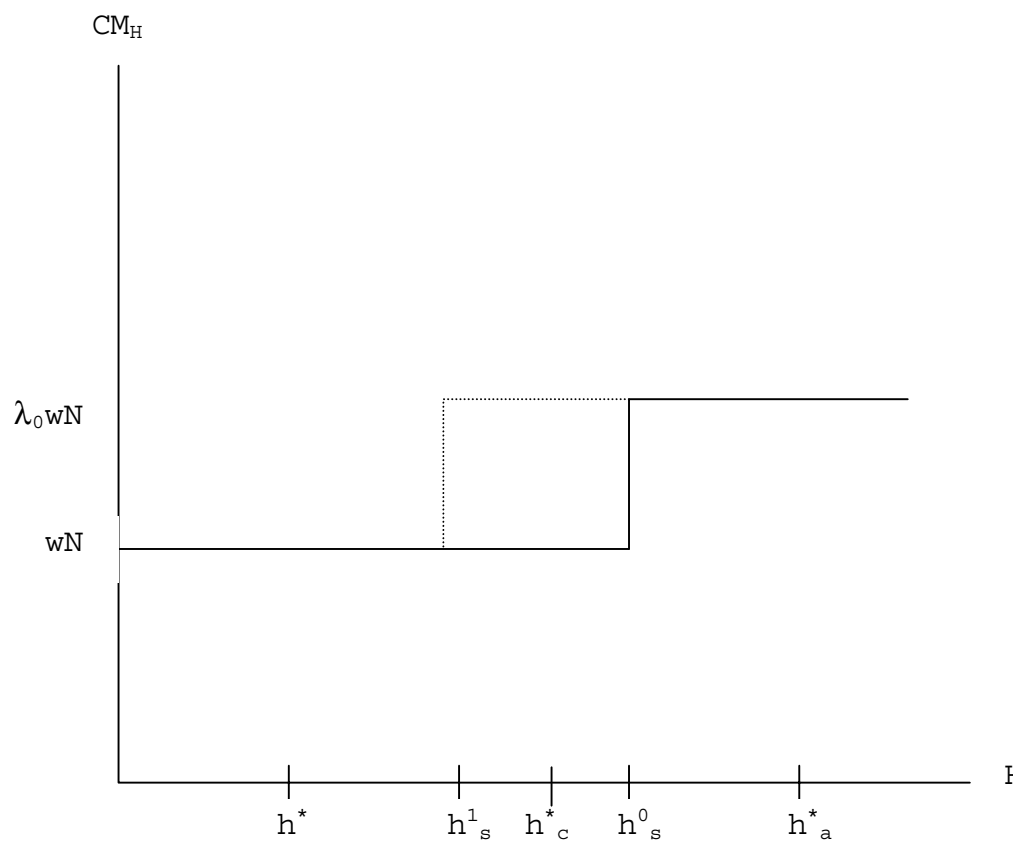
Os gráficos abaixo ilustram os efeitos da redução da jornada sobre os custos marginais de horas e emprego. As linhas cheias representam os custos marginais de emprego e horas para a jornada de trabalho inicial,  $h_s^0$ , enquanto as linhas pontilhadas mostram o caso da jornada padrão reduzida,  $h_s^1$ . Se o equilíbrio inicial era  $h_a^*$ , no qual era ótimo para a firma contratar horas extras (talvez, devido a altos custos fixos do emprego), apenas o custo marginal do emprego se altera (aumenta). Como mencionado acima, se a firma estivesse contratando um número de horas abaixo dos dois níveis de jornada,  $h_b^* < h_s^1 < h_s^0$ , nenhuma das duas curvas se alteraria.

A intuição para a não ocorrência da partilha do trabalho é que a redução da jornada de trabalho aumenta, *ceteris paribus*, o custo marginal de um trabalhador adicional relativamente ao custo marginal da hora média, uma vez que uma menor proporção de horas de cada trabalhador pode ser contratada sem o prêmio da hora extra (ou seja, a quantidade de horas extras aumenta).

Os gráficos mostram, no entanto, um outro caso interessante, no qual se permite que a firma contrate horas abaixo da jornada padrão e se supõe que o equilíbrio inicial era  $h_c^*$ , onde  $h_s^1 < h_c^* < h_s^0$ . Nesse caso, as duas curvas se alteram. Pode-se mostrar que o custo marginal do emprego cai relativamente ao custo marginal da hora, o que vai na direção de substituir horas por emprego. Já uma redução do custo fixo do emprego ( $f$ ) e um aumento dos encargos sobre a folha de pagamentos ( $\alpha$ ) diminuem o custo marginal do emprego em relação ao custo marginal da hora, induzindo também uma substituição de horas por emprego.

Como já mencionado acima, é importante levar em conta também a substituição pelo fator capital. Nos casos de mudanças de parâmetros que resultam numa substituição na direção horas-emprego, mas que encarecem o fator trabalho como um todo, o efeito final pode ser uma queda do emprego. Este é o caso do aumento do prêmio da hora extra, por exemplo, no qual o custo do fator trabalho como um todo aumenta, mesmo que a firma escolha não contratar hora extra alguma. Isto ocorre porque a firma, ao optar por aumentar o emprego e diminuir as horas extras após a mudança no prêmio da hora extra, incorre no custo fixo do emprego, o que ela havia decidido não pagar antes da mudança. Em outras palavras, antes da mudança no prêmio da hora extra, era ótimo para a firma não contratar novos trabalhadores e não ter reduzido o volume de horas extras, o que sugere que essa medida era custosa. O aumento no custo da hora extra agora induz a firma a adotar esta via mais custosa, o que deve causar uma substituição do fator trabalho pelo fator capital.

Em suma, se considerarmos apenas o efeito substituição horas-emprego, as mudanças nos seguintes parâmetros dos custos trabalhistas tendem a substituir horas por emprego: aumento do prêmio da hora extra, redução do custo fixo do emprego e aumento dos encargos sobre a folha de pagamentos. A redução da jornada de trabalho só provoca uma substituição de horas por emprego se a firma operava na região entre a jornada anterior e a nova. No entanto, toda mudança que envolve um aumento do custo do fator trabalho como um todo gera dois efeitos que vão na direção de reduzir emprego: substituição trabalho-capital e efeito escala. Nesse sentido, a única mudança regulatória que aumenta emprego, de forma inequívoca, é a redução dos custos fixos, uma vez que os outros efeitos (substituição trabalho-capital e efeito escala) apenas reforçam o efeito de substituição de horas por emprego.





### **III. Resenha Empírica**

Os efeitos de mudanças regulatórias, como a jornada máxima de trabalho, sobre o mercado de trabalho são melhor medidos quanto mais tais alterações se aproximarem de um experimento natural. Para começar, é fundamental que a mudança na legislação tenha ocorrido de forma inesperada. Nesse caso, é possível medir os seus efeitos, utilizando-se de uma base de dados longitudinais, que permita seguir o mesmo indivíduo por um período suficientemente longo, de forma a conter informações anteriores e posteriores à mudança na legislação. É importante também que a base de dados contenha um grupo de controle que permita contrastar os resultados do grupo afetado pela mudança regulatória. Idealmente, o grupo de controle deve ser bastante semelhante ao grupo atingido pela mudança, sendo a única diferença o fato de não ser atingido pela mudança.

A maior parte dos estudos empíricos sobre partilha de trabalho se baseia em séries temporais de dados agregados, o que não permite tratar do problema de identificação (ver Kapteyn *et al.*, 2000, para uma resenha recente). Por exemplo, um aumento do emprego no agregado pode ter sido causado pela redução da jornada de trabalho ou por vários outros fatores (cíclicos e/ou estruturais) observados no momento ou logo após a mudança institucional.

Existem apenas dois estudos na literatura internacional sobre jornada de trabalho que adotam as técnicas econométricas adequadas, se preocupando explicitamente com o problema de identificação das mudanças no mercado de trabalho que podem ser atribuídos às alterações na jornada de trabalho: Hunt, 1999, e Crépon e Kramarz, 2000. Os dois estudos concluem que os programas de redução de jornada tiveram efeitos negativos sobre o nível de emprego, não se observando, portanto, o fenômeno de partilha do trabalho. Hunt (1999) explora a variação setorial da jornada de trabalho máxima na Alemanha na segunda metade da década de 80 para medir o efeito da redução de jornada adotada em alguns setores, de 39 para 35 horas semanais sobre o número de horas trabalhadas e sobre o nível de

emprego. A conclusão é que os trabalhadores alemães que permaneceram empregados obtiveram de fato uma jornada de trabalho menor, um salário horário maior, mas provavelmente às custas de um menor nível de emprego no agregado.

Crépon e Kramarz analisam, com base em dados longitudinais, os efeitos sobre o mercado de trabalho na França da redução da jornada de trabalho semanal implementada em fevereiro de 1982, nove meses após o início do primeiro mandato presidencial de François Mitterrand. A jornada de trabalho, que se situava no nível de 40 horas semanais desde 1936, foi reduzida para 39 horas, sem alterar o prêmio pago às horas extras, de 25% para as primeiras 4 horas e 50% para as próximas 5 horas.

O foco da análise do estudo é sobre as transições da situação de emprego para a situação de não-emprego de diferentes grupos de trabalhadores. A questão que se coloca é se os trabalhadores que tinham uma jornada de 40 horas antes da mudança na jornada máxima sofreram alterações em sua probabilidade de permanecer empregados. Tais alterações são comparadas com aquelas sofridas por trabalhadores que tinham jornada entre 36 e 39 horas, e que, portanto, não deveriam ser afetados pela nova legislação. De acordo com a terminologia descrita acima, este segundo grupo de trabalhadores seria o grupo de controle usado para identificar os efeitos da nova legislação.

A base de dados usada pelos autores (*Enquête Emploi*) é uma pesquisa anual sobre a força de trabalho francesa, que segue cerca de 60.000 domicílios por no máximo três anos, e contém as informações usuais de pesquisas domiciliares sobre o mercado de trabalho (educação, idade, sexo, região, setor, situação laboral, etc.). O estudo usa os dados longitudinais dos trabalhadores entrevistados nos anos de 1980, 1981 e 1982. Os resultados mostram que a probabilidade de um trabalhador que tinha uma jornada de 40 horas semanais em 1981 de perder o seu emprego em 1982 (após a mudança na legislação) era de 6,2%; enquanto para o grupo de controle, esta probabilidade era de apenas 3,2%. Ou seja, o fato de estar empregado 40 horas semanais diminuía a probabilidade de permanecer empregado

no próximo ano em 3 pontos percentuais.

Este resultado, no entanto, poderia estar refletindo características dos trabalhadores que tinham jornadas de 40 horas diferentes em relação aos demais trabalhadores da amostra, características estas que poderiam os tornar mais propensos a perder o emprego, sem que a mudança na legislação tivesse nada a ver com isso. De forma a controlar para esta possibilidade, mediu-se o efeito da redução de jornada através de uma regressão linear de uma variável binária de não-emprego em 1982 (que assume o valor de 1, caso o indivíduo não esteja empregado em 1982 e de 0, em caso contrário) nas diversas características observáveis dos trabalhadores em 1981 e no indicador de que o indivíduo trabalhava 40 horas semanais em 1981. Os resultados mostram que os trabalhadores que tinham jornada de 40 horas semanais tinham uma probabilidade de não ter emprego em 1982 de 2,4 a 2,8% maior do que o outro grupo (que trabalhava 36 a 39 horas semanais), dependendo da especificação utilizada.

A conclusão do trabalho, portanto, é que a redução da jornada de trabalho diminuiu a probabilidade do trabalhador que tinha jornada de 40 horas semanais antes da mudança de legislação de permanecer empregado em 1982 de 2,4 a 3 pontos percentuais, dependendo da especificação utilizada e do uso ou não de controles para características observáveis dos trabalhadores na regressão.

#### **IV. Os efeitos da redução da jornada de trabalho de 48 para 44 horas no Brasil**

Nesta seção, estudamos os efeitos da redução de jornada de trabalho prescrita pela Constituição de 1988 sobre o mercado de trabalho no Brasil. Como a Constituição de 1988 alterou outros parâmetros importantes da demanda por trabalho das firmas, fazemos inicialmente uma breve descrição das principais mudanças que afetam a determinação conjunta de trabalhadores e horas. Em seguida, a evolução da distribuição de horas trabalhadas no agregado entre 1981 e 1997 é brevemente analisada, com base nos dados das regiões metropolitanas das PNAD's de 1981 a 1997. Finalmente, estuda-se os

efeitos das medidas sobre o mercado de trabalho no Brasil, com base na metodologia de Crépon e Kramarz (2000) aplicada a dados longitudinais da PME.<sup>9</sup>

A jornada de trabalho de 48 horas semanais (e 8 horas diárias) havia sido estabelecida pela Constituição de 1934, sendo alterada apenas pela Constituição de 1988 (ver Machado, 1988). O artigo 7º da Constituição de 1988 regulamenta a jornada de trabalho de 44 horas semanais e 8 horas diárias. O artigo estabelece que o número máximo de horas extras diárias não pode exceder 2 horas e a remuneração das horas extras deve ser de no mínimo 150% do valor da hora normal. Jornadas menores e flexibilização da jornada por períodos superiores a uma semana só podem ser efetivados por negociação individual ou coletiva.

Por outro lado, a Constituição aumentou a alíquota de encargos sociais incidentes sobre a folha de pagamentos em cerca de 9 pontos percentuais (além de enrijecer a folha de pagamentos com diversos benefícios como aumento do período da licença-maternidade, instituição da licença-paternidade de 5 dias, pagamento de 1/3 de bônus de férias, etc.).

Finalmente, a Constituição de 1988 determinou um aumento do custo de demissão sem justa causa, com a multa sobre o saldo acumulado no FGTS no período de permanência na empresa subindo de 10 para 40%. De acordo com o modelo teórico descrito na seção II, isto pode ser considerado um aumento do custo fixo do emprego, uma vez que incide sobre o trabalhador, independentemente do número de horas trabalhadas.

Portanto, de acordo com a resenha teórica, as quatro principais alterações da Constituição de 1988 que influem na determinação conjunta de emprego e horas foram: i) a redução da jornada padrão de 48 para 44 horas semanais, sem redução da remuneração mensal; ii) o aumento da remuneração da hora extra de 20 para 50% da hora normal; iii) o aumento dos encargos salariais; e iv) o aumento do custo fixo do emprego (aumento dos custos de licença-maternidade e paternidade, e do custo de

---

<sup>9</sup> É importante notar que o questionário da PNAD se refere às horas normalmente trabalhadas, ao passo que na PME a

demissão). Note que as quatro alterações implicaram em um aumento do custo do trabalho frente aos outros fatores de produção, o que leva teoricamente a uma substituição do trabalho pelos outros fatores, além do efeito escala que também vai na direção de redução do emprego.

Quanto à substituição de horas por trabalhador, que poderia atenuar os efeitos acima sobre o emprego, espera-se um impacto positivo do aumento da remuneração da hora extra, da redução da jornada para aquelas firmas que usavam jornadas de 45 a 48 horas antes da mudança, e do aumento dos encargos salariais. Já o aumento do custo fixo do emprego e a redução de jornada para as firmas que contratavam horas extras antes da mudança deveriam, teoricamente, induzir uma substituição de emprego por horas trabalhadas.

O gráfico 1 procura analisar, com base nos dados das PNAD's de 1981 a 1997, a evolução da proporção dos trabalhadores empregados com jornadas entre 45 e 48 horas semanais (passíveis, portanto, de serem afetados pela mudança na legislação) sobre o total de trabalhadores com jornada entre 40 e 48 horas na economia brasileira. Os indivíduos da amostra são maiores de 18 anos de idade. O gráfico mostra que, entre 1981 e 1987, na economia brasileira como um todo, esta proporção flutuava em torno de 43% para os empregados informais (sem carteira assinada), e em torno de 50% para os empregados formais. Há, no entanto, uma queda abrupta nesta proporção entre 1987 e 1989, tanto para os trabalhadores formais como para os informais. Tal queda antecede em um ano a mudança constitucional, o que pode estar refletindo uma antecipação desta mudança ou fatores cíclicos. Já entre 1990 e 1992 (a PNAD não foi a campo em 1991), notamos uma ligeira elevação na magnitude de trabalhadores trabalhando entre 45 e 48 horas semanais, após o que esta proporção se estabiliza tanto para os trabalhadores com carteira como para aqueles sem carteira.

A análise do gráfico mostra claramente que houve uma diminuição na proporção de indivíduos trabalhando mais de 44 horas entre 1981 e 1997, mas que este percentual continuou relativamente

---

pergunta é sobre horas efetivamente trabalhadas na última semana, sendo sujeita, portanto, a erros de medida.

elevado, mesmo entre os empregados formais. No entanto, é difícil separar o efeito da Constituição dos efeitos cíclicos da economia, sem informação adicional a respeito de indicadores conjunturais.

O gráfico 2 também usa os dados das PNAD's para regiões metropolitanas, procurando analisar as proporções de trabalhadores empregados com jornadas de trabalho inferiores a 39 horas, exatamente iguais a 40 horas, 44 horas e 48 horas, e superiores a 48 horas, para os anos de 1987 a 1990, ou seja, antes e depois da promulgação da Constituição de 1988. Nota-se claramente um deslocamento dos trabalhadores com jornada de 48 horas para jornadas de 44 e 40 horas. A proporção de trabalhadores com jornada de 48 horas, por exemplo, cai de cerca de 25% em 1987 para cerca de 12% em 1990. Já a proporção de trabalhadores com jornada de 44 horas sobe de aproximadamente 5% em 1987 para 12% em 1990. Finalmente, podemos observar um aumento na proporção de trabalhadores com jornada de 40 horas (de 30% para 35%).<sup>10</sup>

O exercício mais importante deste trabalho consiste na aplicação da metodologia adotada por Crépon e Kramarz (2000) aos dados longitudinais da Pesquisa Mensal do Emprego (PME), do IBGE. A idéia é identificar os efeitos da redução da jornada de trabalho em 1988 sobre a probabilidade dos trabalhadores com jornada de 45-48 horas por semana permanecerem empregados após a mudança regulatória.

Há duas vantagens de nossa base de dados em relação ao estudo realizado para a França. Primeiramente, a PME fornece informações sobre o salário real, o que nos permite medir se a redução de jornada foi acompanhada de alguma redução dos rendimentos mensais. Em segundo lugar, o grupo de controle (trabalhadores com jornada de 40-44 horas) é bastante significativo, somando cerca de 50% dos trabalhadores antes da mudança, o que nos permite uma análise mais detalhada para os diversos sub-grupos da amostra.

Uma das grandes vantagens da PME, ainda relativamente pouco explorada, é a disponibilidade

de informações longitudinais. Como já largamente documentado, após a seleção de novas amostras, a cada dois anos, a PME adota o seguinte esquema de aplicação dos questionários para cada domicílio da amostra: entrevista o mesmo domicílio por 4 meses, não o visita nos 8 meses seguintes e volta a aplicar o questionário por mais 4 meses. Nesse trabalho, usamos as primeiras entrevistas nos dois períodos de visita, ou seja, as respostas aos questionários aplicados no primeiro e no décimo-terceiro mês da pesquisa. Isto foi feito para os domicílios cuja primeira entrevista foi nos meses de Março, Abril, Maio, Julho, Agosto e Setembro dos anos de 1986, 1988 e 1990. Desta forma, o mesmo domicílio foi entrevistado nos meses de Março de 1986 – Março de 1987, Março de 1988 – Março de 1989, Março de 1990 – Março de 1991; e assim por diante.

A escolha desses meses específicos em 1988 e 1989 foi no sentido de observar os mesmos domicílios nos períodos anterior e posterior à promulgação da Constituição de 1988. As observações referentes a 1986 – 1987, e 1990 – 1991 são usadas como controle, representando duas observações dos mesmos domicílios em anos anteriores à mudança regulatória e duas observações ocorridas em anos posteriores à mudança na legislação.

As amostras contém apenas trabalhadores empregados no primeiro mês em que o indivíduo é entrevistado, e engloba trabalhadores com e sem carteira assinada. Desta forma, excluímos os trabalhadores por conta própria, os empregadores, os desempregados e os indivíduos fora da força de trabalho (População Economicamente Ativa, PEA). Foram considerados os indivíduos de todas as idades.

A Tabela 1 descreve a distribuição dos trabalhadores de acordo com o número de horas trabalhadas, além do número de observações das amostras. A tabela mostra que, em 1988, 55% dos 37524 trabalhadores da amostra tinham uma jornada menor ou igual a 44 horas por semana, porcentagem um pouco maior da observada para os 55988 trabalhadores da amostra em 1986, de 52%.

---

10 Ver Gonzaga *et al.* (2000) para uma análise mais desagregada da evolução da jornada de trabalho no Brasil, com

Já em 1990, 70% dos 44260 empregados trabalhavam 44 horas ou menos por semana, o que já indica a efetividade da medida de redução de jornada.<sup>11</sup> Além disso, quando seguimos os mesmos trabalhadores em dois anos consecutivos, a tabela mostra que praticamente não houve alteração na porcentagem de trabalhadores com jornadas inferiores a 45 horas entre 1986 e 1987 (de 52% para 51%). Entretanto, entre 1988 e 1989 houve um aumento de 14 pontos percentuais nesta razão (de 55% para 69%). Já entre 1990 e 1991, observa-se uma pequena diminuição na porcentagem de jornadas mais curtas (de 70% para 67%).

É importante ressaltar que, como seguimos os mesmo trabalhadores ao longo do tempo, os resultados em termos de jornada de trabalho são imunes a mudanças na composição da população de trabalhadores empregados, sejam elas decorrentes do ciclo econômico ou de mudanças estruturais na economia. A ressalva a ser feita é que, por este motivo, esta metodologia pode não ser capaz de capturar efeitos agregados, como os que podem ocorrer se os empregadores demitem trabalhadores com determinadas características e contratam outros para poder alterar a jornada, por exemplo, especialmente no setor informal da economia.

Como o interesse desse estudo é se concentrar nos grupos potencialmente afetados pela redução da jornada de trabalho de 48 para 44 horas semanais prescrita pela Constituição de 1988, retiramos da amostra os trabalhadores com jornadas muito longas (acima de 48 horas) e muito curtas (inferiores a 40 horas). Após tais filtros, os tamanhos das amostras de trabalhadores com jornadas entre 40 e 48 horas em 1986, 1988 e 1990 são de, respectivamente, 34134, 24212 e 27481 empregados.<sup>12</sup>

As porcentagens de trabalhadores com jornadas entre 40 e 44 horas das amostras finais se alteram muito pouco em relação às amostras que incluem todas as jornadas de trabalho: 50% em 1986,

---

base nos dados das PNAD's de 1981 a 1997.

11 Em algumas regiões, o aumento da porcentagem de trabalhadores com jornadas inferiores a 45 horas foi bem maior. Em São Paulo, por exemplo, tal proporção subiu de 48% em 1986 para 77% em 1990.

12 A redução do tamanho da amostra ocorreu por ocasião da redefinição das amostras da PME em 1988.



53% em 1988 e 71% em 1990.<sup>13</sup> Os resultados obtidos quando seguimos os mesmos trabalhadores por dois anos consecutivos também não se alteram. Note que uma vantagem da base de dados brasileira em relação à utilizada pelo estudo de Crépon e Kramarz (2000) é que, antes da mudança da jornada, 53% dos empregados tinham uma jornada de 40-44 horas (no caso da França, apenas 3,5% da amostra tinha jornada de 36-39 horas). No caso brasileiro, portanto, o grupo de controle (40-44 horas) já tinha um tamanho significativo, o que permite que se faça uma análise para os diversos sub-grupos da amostra.

A Tabela 2 mostra as transições das possíveis situações do mercado de trabalho das amostras de trabalhadores com jornada de 40 a 48 horas semanais entre  $t$  e  $t+1$ , para os anos de 1986, 1988 e 1990. Note que, na tabela 2 e nas próximas, o período  $t$  se refere à observação inicial de cada domicílio (os anos de 1986, 1988 e 1990, pela ordem das colunas) e o período  $t+1$  se refere à segunda observação de cada domicílio (os anos de 1987, 1989 e 1991, respectivamente). A tabela mostra que a chance de um trabalhador da amostra que tinha uma jornada de 45-48 horas se mover para a situação de desemprego no ano seguinte foi ligeiramente maior do que a chance de um trabalhador com jornada de 40-44 horas nos três anos estudados. Em particular, 3,23% dos trabalhadores empregados em 1988 com jornada de 45-48 horas estavam desempregados em 1989, enquanto 2,49% dos trabalhadores com jornada de 40-44 horas em 1988 estavam desempregados em 1989.

Este efeito é, na verdade, pequeno (veremos adiante que este efeito não é significativamente diferente de zero, quando controlamos para características observáveis dos trabalhadores). É interessante observar, por exemplo, que o fato de ter uma jornada de trabalho maior do que 44 horas afetou mais a transição para o estado de desemprego no ano seguinte em 1986 do que no ano da mudança na Constituição, em 1988. Lembre, também, que a transição para a situação de não-emprego no ano seguinte à redução de jornada na França foi 3 pontos percentuais maior para o grupo afetado (3,2% para o grupo de controle e 6,2% para o grupo afetado).

---

<sup>13</sup> É importante ressaltar que a maior parte dos trabalhadores com jornadas entre 40 e 44 horas trabalhava exatamente

A Tabela 2 mostra também que o número de horas trabalhadas no período inicial também não afeta significativamente a probabilidade de transição da situação de empregado para sem emprego (o que inclui as pessoas fora da força de trabalho e os desempregados). Em particular, 9,76% dos trabalhadores empregados em 1988 com jornada de 45-48 horas estavam sem emprego em 1989, enquanto 11,21% dos trabalhadores com jornada de 40-44 horas em 1988 estavam sem emprego em 1989. Ou seja, o grupo afetado teve menos pessoas se movendo para o estado de não-emprego do que o grupo de controle (este efeito também não é significativamente diferente de zero).

Resultados não apresentados aqui (ver Gonzaga *et al.*, 2000) mostram que as principais conclusões deste estudo são qualitativamente as mesmas para trabalhadores com e sem carteira assinada. Isto comprova evidências apontadas por outros autores de que o setor informal no Brasil procura seguir as mesmas práticas do setor formal, no que diz respeito aos benefícios e procedimentos contratuais de uma forma geral. Neste sentido, os empregados informais não constituem um bom grupo de controle para o experimento aqui estudado, uma vez que é igualmente afetado pelas mudanças regulatórias.

A Tabela 2 apresenta também as transições das situações de emprego para emprego entre  $t$  e  $t+1$ , para jornadas de 40-44 horas e 45-48 horas. Os resultados mostram que, entre 1988 e 1989, 29% dos trabalhadores que permaneceram empregados com jornadas entre 40 e 48 horas semanais passaram de uma jornada de 45-48 horas para uma jornada de 40-44 horas. Este volume de transições de jornada é muito superior aos registrados em 1986-87 (17%) e 1990-91 (15%), o que confirma o efeito da Constituição sobre as alterações nas jornadas efetivas de trabalho entre 1988 e 1989. A tabela mostra que, entre 1988 e 1989, 60,4% ( $29/(29+19)$ ) dos trabalhadores que tinham jornadas de 45-48 horas em 1988 e que permaneceram empregados com jornadas entre 40 e 48 horas semanais em 1989 reduziram suas jornadas para 40-44 horas.

A Tabela 3 apresenta os resultados da estimação de um modelo Probit aplicado aos meses de maio de 1986, maio de 1988 e maio de 1990, no qual a variável dependente é o indicador de que o trabalhador tinha uma jornada de 45 a 48 horas (portanto, igual a 1 para esta jornada e igual a zero para a jornada de 40 a 44 horas). Procura-se, portanto, estudar se a probabilidade de um determinado trabalhador estar no grupo afetado pela mudança da jornada é influenciado por suas características individuais observáveis, como sexo, idade, posição na família, anos de estudo, setor, região metropolitana e posse de carteira assinada.

Os resultados para o ano de 1988 mostram: i) que os homens tinham uma probabilidade maior de ter uma jornada de 45-48 horas (o grupo afetado); ii) que os trabalhadores dos setores de comércio e indústria tinham, nesta ordem, probabilidades maiores de estarem no grupo afetado; iii) que os estudantes e os trabalhadores sem carteira assinada também tinham jornadas menores; iv) e que cada ano de estudo reduzia em 3% a probabilidade de trabalhar a jornada de 45-48 horas.<sup>14</sup>

O resultado para os homens é esperado e compatível com o observado na França. O setor de comércio também é tradicionalmente caracterizado por jornadas longas. Note que, em 1990, é o único setor, além de serviços, com um efeito significativo sobre a probabilidade de ter uma jornada superior a 44 horas, o que configura horas extras, uma vez que a jornada de 44 horas já estava em vigor naquele ano. Já o setor da indústria deixa de exercer um efeito significativo sobre a probabilidade de se observar longas jornadas em 1990.

Já o resultado referente à escolaridade é contrário ao observado na França (Crépon e Kramarz, 2000) e na Alemanha (Zimmerman e Bauer, 1999). Nesses países, a mão-de-obra mais qualificada, em geral, trabalha jornadas mais longas, inclusive horas extras. No Brasil, provavelmente devido ao maior retorno à educação e aos baixos salários pagos aos não-qualificados, observa-se uma jornada mais longa para os não-qualificados. Note que este resultado é favorável à possibilidade de ocorrência de partilha

do trabalho no Brasil, uma vez que a substituição de horas extras dos menos qualificados por mais emprego dos que não têm emprego (também pouco qualificados) é mais provável do que nos países europeus.

Finalmente, é interessante observar a reversão do efeito região sobre a probabilidade do indivíduo trabalhar jornadas longas. Enquanto em 1988 as probabilidades dos trabalhadores de Salvador e Rio de Janeiro de ter jornadas acima de 44 horas eram 5% e 2,5%, respectivamente, mais baixas do que São Paulo, em 1990 eram 10,8% e 10,0%, respectivamente, mais altas do que São Paulo. Já no Rio Grande do Sul, a queda da probabilidade de jornadas longas foi ainda mais intensa do que em São Paulo, com o coeficiente da variável *dummy* passando de 9,2% para -8,7% entre 1988 e 1990. Estes resultados confirmam os efeitos diferenciados das reduções de jornadas de trabalho efetivas por região, mesmo controlando para as características observáveis. A maior redução da jornada entre 1988 e 1990 para São Paulo e Rio Grande do Sul pode estar capturando os efeitos (não medidos aqui) de uma maior atividade sindical nestas duas regiões ou de diferenças tecnológicas entre as economias das seis regiões.

A Tabela 4 contém os resultados mais importantes deste trabalho. Foram rodadas quatro regressões lineares para cada ano da amostra. As duas primeiras regressões têm como variável dependente o indicador de que o trabalhador está desempregado (sem emprego e procurando emprego) no período  $t+1$  (1987, 1989 e 1991) no indicador de que o indivíduo trabalhava 45-48 horas semanais em  $t$  (1986, 1988 e 1990, respectivamente), sem controle e com controle para as características observáveis usadas na Tabela 3. Os resultados mostram que o fato de um trabalhador da amostra ter jornadas de 45-48 horas semanais em 1988, o que o coloca no grupo afetado pela redução de jornada, não teve efeito significativamente diferente de zero sobre a probabilidade de ele estar desempregado em 1989, quando se controla para as suas características observáveis. Os resultados sem controle seguem os diferenciais observados nas transições descritas na tabela 2, e mostram uma probabilidade pequena (de

---

14 Resultados não reportados aqui mostram uma redução continuada na probabilidade de estar com uma jornada longa

0,77%), mas significativamente diferente de zero, do trabalhador afetado ficar desempregado entre 1988 e 1989. Resultados não publicados aqui mostram que não há diferenças qualitativas das estimativas de probabilidade de desemprego para a amostra completa e para os trabalhadores com e sem carteira. As regressões para os anos de 1986 e 1990 servem para testar se este resultado é diferente de outros anos em que não ocorreu mudança alguma na legislação. A Tabela 4 mostra que o resultado se mantém em 1986. Já em 1990, o coeficiente da dummy 45-48 horas não é significativo nas regressões com e sem controle para as características observáveis.

As demais regressões da Tabela 4, todas com controles para as características observáveis, mostram que o indicador de jornada de 45-48 horas no período inicial não tem efeito algum sobre a probabilidade do indivíduo sair da força de trabalho ou passar para o setor informal no ano seguinte, nos três anos investigados (1986, 1988 e 1990), com exceção de um pequeno efeito negativo e significativo (de -0,91%) sobre a probabilidade do trabalhador afetado em 1988 perder a carteira em 1989.

A Tabela 5 investiga os efeitos da redução de jornada sobre as variações no salário real horário. Foram rodadas duas regressões, com e sem controle para as características observáveis (mesmas das Tabelas 3 e 4), para os três anos da amostra. A variável dependente é a variação do salário real horário entre os períodos  $t$  e  $t+1$  (aproximada pela primeira diferença do logaritmo). Como variáveis explicativas, além dos controles, foram usados os indicadores de transição de jornadas de 45-48 horas em  $t$  para 45-48 horas em  $t+1$ , 45-48 horas em  $t$  para 40-44 horas em  $t+1$ , e 40-44 horas em  $t$  para 45-48 horas em  $t+1$ . Como o indicador da transição de 40-44 horas em  $t$  para 40-44 horas em  $t+1$  foi omitido, os coeficientes devem ser lidos como as variações dos salários reais dos trabalhadores que sofreram as demais transições em relação a este grupo. É importante mencionar que os resultados, não reportados aqui, da mesma regressão sem constante e com os indicadores das quatro transições possíveis, sem controle, mostram que houve uma queda significativa do salário real para todos os grupos, mas uma

---

para os níveis de educação de 0, 4, 8, e mais do que 11 anos de estudo.

queda menor para o grupo que teve a jornada reduzida de 45-48 horas para 40-44 horas.

A tabela mostra que a variação do salário real horário do grupo que reduziu jornada de 45-48 horas para 40-44 horas entre 1988 e 1989 foi 8,8% maior do que a do grupo omitido, que manteve a jornada de 40-44 horas (ou seja, o salário real caiu 8,8% menos). Este coeficiente sobe para 10,7% quando se controla para as características observáveis dos trabalhadores. Resultados semelhantes (embora um pouco maiores) também são observados entre 1986 e 1987, e entre 1990 e 1991. É importante notar também que este resultado é simétrico, ou seja, os trabalhadores cujas jornadas aumentaram entre 1988 e 1989 (de 40-44 para 45-48) tiveram uma queda de salário real horário, o mesmo acontecendo nos outros dois períodos.

A Tabela 6 mostra que a redução média de horas trabalhadas para o grupo que foi potencialmente afetado pela mudança na Constituição (45-48 em 1988 para 40-44 em 1989) foi de 6,18 horas, mantidos os controles, em comparação com o grupo que se manteve trabalhando entre 40 e 44 horas nos dois anos. Além disso, mesmo os que continuaram trabalhando entre 45 e 48 horas tiveram uma pequena (porém significativa) diminuição no número de horas médias.

Note que a redução média da jornada em 6,18 horas observada na tabela 6, a partir de uma jornada inicial de 48 horas, implicaria em um aumento do salário real horário de 14,8%, caso o salário mensal fosse mantido. Como os resultados da Tabela 5 apontam para um aumento do salário real horário de 8,8%, portanto inferior a 14,8%, é de se esperar que os salários mensais tenham se reduzido no período. Os resultados da Tabela 7 confirmam esta expectativa, mostrando que houve uma pequena redução salarial mensal de 3,2%, em termos reais e relativamente a quem teve redução de jornada entre 1988 e 1989. Em outras palavras, os resultados mostram que a redução de jornada de trabalho implicou em um aumento de 8,8% do salário real horário e uma redução de 3,2% do salário real mensal em relação ao salário real de quem não sofreu alteração na jornada de 40-44 horas semanais.

Em suma, os resultados do exercício mostram que: i) a redução da jornada máxima de trabalho de 48 para 44 horas semanais em 1988 foi acompanhada de uma expressiva redução da jornada de trabalho efetiva: 60,4% dos trabalhadores que tinham jornadas de 45-48 horas em 1988 e permaneceram empregados com jornadas entre 40 e 48 horas semanais em 1989 reduziram suas jornadas para 40-44 horas; ii) o fato de um trabalhador da amostra ter jornadas de 45-48 horas semanais em 1988, o que o coloca no grupo afetado pela redução de jornada, não teve efeito significativamente diferente de zero sobre a probabilidade dele estar desempregado e sair da força de trabalho em 1989, quando se controla pelas suas características observáveis, e diminuiu um pouco (em 0,91%) a sua probabilidade de passar para um emprego sem carteira assinada em 1989; iii) a redução de jornada de trabalho implicou em um aumento de 8,8% do salário real horário e uma redução de 3,2% do salário real mensal em relação ao salário real de quem não sofreu alteração na jornada de 40-44 horas semanais.

Em suma, a redução de jornada em 1988 provocou uma queda da jornada efetiva de trabalho, não afetou a probabilidade do trabalhador perder o emprego em 1989 e implicou em um aumento do salário real horário em relação aos demais trabalhadores.

## **V. Conclusões e Considerações de Política Econômica**

O principal resultado deste trabalho é que as alterações da Constituição de 1988, referentes à jornada de trabalho no Brasil, provocaram uma diminuição da jornada efetiva de trabalho, não afetaram a probabilidade do trabalhador perder o emprego em 1989 e implicaram em um aumento do salário real horário em relação aos demais trabalhadores em 1989. Estes resultados são surpreendentes, à primeira vista, uma vez que a teoria diria que muito provavelmente as alterações na Constituição tenderiam a reduzir o emprego.

Várias considerações precisam ser feitas de forma a melhor entender o resultado e melhor

embasar eventuais propostas de redução de jornada de trabalho no Brasil. Primeiramente, é importante ressaltar que fugia ao escopo deste estudo fazer uma análise setorial dos efeitos da redução de jornada. Tal estudo é, no entanto, essencial para fundamentar eventuais propostas de reformas, uma vez que as tecnologias e as formas de inserção ocupacional variam imensamente de setor para setor.

A segunda consideração é que a jornada de trabalho de 48 horas era excessivamente alta. Na verdade, quase a metade dos trabalhadores trabalhava menos de 48 horas por semana em 1988. Muito provavelmente, em vários setores da economia, a produtividade marginal da hora trabalhada não devia aumentar muito entre 44 e 48 horas, sendo que, em alguns setores poderia ser até mesmo negativa.

Em terceiro lugar, além da redução da jornada de trabalho, várias outras mudanças foram introduzidas pela constituição de 1988, todas elas com o efeito de aumentar o custo do trabalho em relação aos outros fatores. Em especial, devemos considerar que ocorreram duas mudanças institucionais que afetaram o custo variável, o custo fixo e o custo da hora extra. O aumento dos encargos trabalhistas sobre a folha de salários e o aumento do prêmio por hora extra trabalhada têm o efeito de aumentar o custo variável das horas trabalhadas em relação ao custo marginal do emprego, o que induz a uma substituição de horas por emprego. Como foi impossível separar, no nosso exercício, estas diferentes mudanças, o resultado observado é um resultado líquido das mesmas.

Por outro lado, as condições de funcionamento da economia brasileira em 1988 eram muito diferentes das vigentes em 2000. A economia era muito mais fechada, o que permitia aos setores oligopolizados facilmente repassar os aumentos dos custos do trabalho aos preços. Na verdade, observou-se uma brutal aceleração inflacionária em 1989, que erodiu dramaticamente o poder de compra dos trabalhadores. A própria instabilidade de preços agia no sentido de desencorajar ajustes de quantidades (emprego), consagrando as variações bruscas de salários reais como a primeira margem de ajuste por parte das firmas.



Ao longo da década de 90, a abertura da economia, o barateamento do fator capital, e a crescente adoção de tecnologias poupadoras da mão-de-obra provocaram uma brutal redução do emprego formal e do emprego na indústria. As evidências mostram que o trabalhador afetado não perdeu o emprego no ano seguinte à mudança regulatória, mas o aumento do custo do trabalho pode estar por trás das explicações da redução do emprego para prazos mais longos, nos quais os outros fatores de produção e a tecnologia podem se ajustar. Infelizmente, essa conjectura não pode ser comprovada, uma vez que o exercício realizado neste artigo acompanha os trabalhadores por apenas um ano.

Os resultados deste trabalho sugerem que uma redução de jornada não tem efeito sobre o nível de emprego no Brasil, no curto prazo. Se o objetivo é gerar mais emprego, as medidas mais adequadas, do ponto de vista econômico, deveriam ser direcionadas para reduzir o custo do emprego em relação aos outros fatores, seja através da redução dos encargos trabalhistas não-salariais ou da diminuição do custo fixo do emprego. No segundo caso, devemos esperar um resultado inequívoco de aumento no volume de empregos gerados, pela simples razão de que além do efeito substituição entre emprego e horas ser positivo para o nível de emprego, o efeito escala (redução do custo de produção) e o efeito substituição entre trabalho e outros fatores operam na mesma direção, qual seja, de aumento do emprego. No primeiro caso (redução dos encargos trabalhistas), os efeitos escala e substituição entre fatores devem ser grandes o suficiente para compensar um pequeno efeito de substituição de emprego para horas, que ocorre apenas devido à existência do custo fixo do emprego.

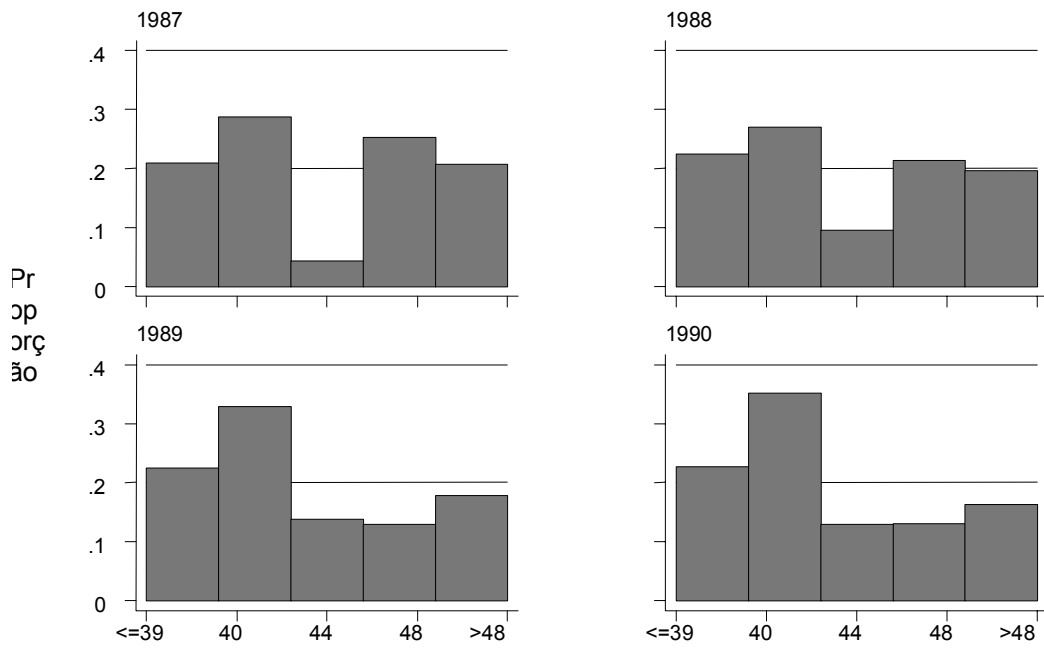
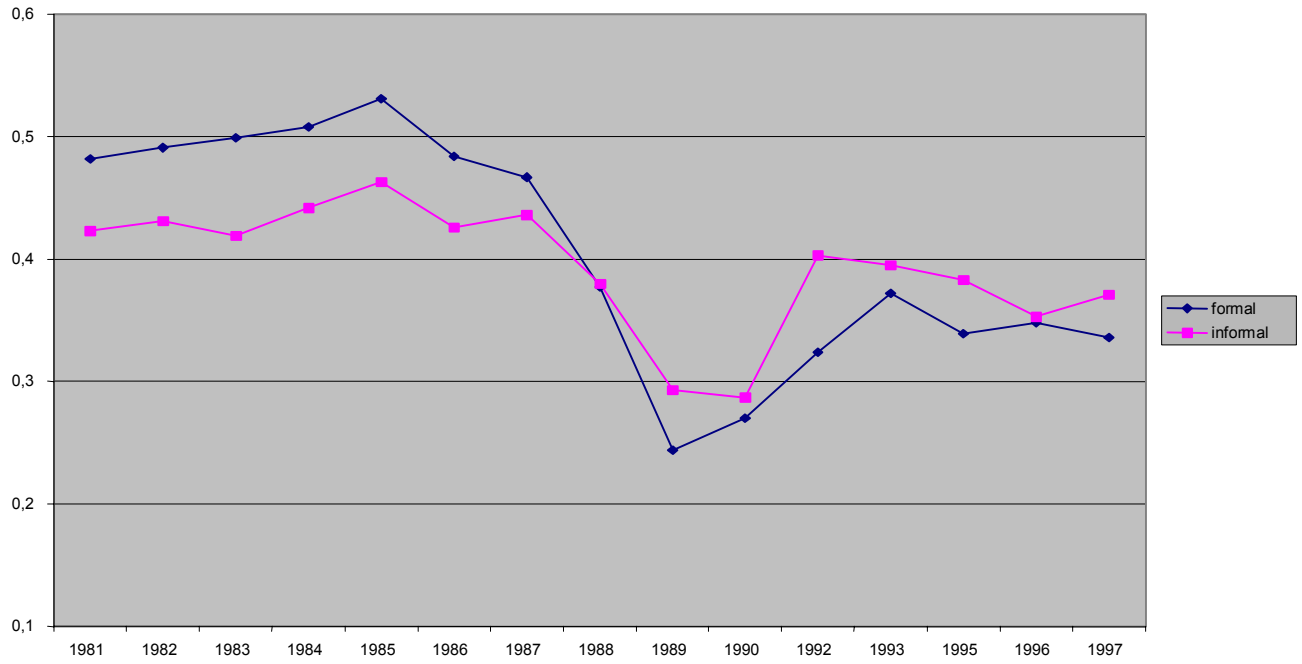
Finalmente, se o objetivo é aumentar o volume de emprego e reduzir a jornada de trabalho, sem afetar o custo total do trabalho, a política correta seria reduzir o custo fixo do emprego (licenças maternidade e paternidade, número de dias pagos e não trabalhados, etc.) e aumentar, simultaneamente, o adicional pago por horas extras trabalhadas. Na medida em que esta mudança na estrutura de remuneração do trabalhador não afete o custo total do trabalho, o efeito líquido sobre o nível de

emprego seria inequivocamente positivo.

## REFERÊNCIAS

- Booth, A. e Schiantarelli, F. (1987), “The Employment Effects of a Shorter Working Week”, *Economica*, vol.54, maio.
- Calmfors, L. (1985), “Work-Sharing, Employment and Wages”, *European Economic Review*, 27.
- Crépon, B. e Kramarz, F. (2000), “Employed 40 Hours or Not-Employed 39: Lessons from the 1982 Mandatory Reduction of the Workweek”, *CEPR Discussion Paper* 2358.
- Ehrenberg, R. (1971), “Heterogeneous Labor, the Internal Labor Market and the Dynamics of the Employment-Hours Decision”, *Journal of Economic Theory*, pgs 85-104.
- Estevão, M. (1993), “Employment Level, Hours of Work, and Labor Adjustment Cost in the Brazilian Industry”, *Revista Brasileira de Economia*, 47: 205-42.
- Feldstein, N. (1967), “Specification of the Labor Input in the Aggregate Production Function”, *Review of Economic Studies*, 34: 375-386.
- Gonzaga, G., Menezes-Filho, N. e Camargo, J.M. (2000), *Efeitos da Redução da Jornada de Trabalho sobre o Mercado de Trabalho no Brasil*, mimeo.
- Hamermesh, D. (1993), *Labor Demand*, Princeton University Press.
- Hart, R. (1984), “Worksharing and Factor Prices”, *European Economic Review*, 24.
- Hunt, J. (1999), “Has Work-Sharing Worked in Germany?”, *Quarterly Journal of Economics*, Fevereiro.
- Hoel, M. (1985), “Employment and Allocation Effects of Reducing the Length of the Workday”, *Economica*.
- Machado, D. (1998), “Jornada e Flexibilidade do Mercado de Trabalho: O Caso Brasileiro”, Dissertação de Mestrado, IE-UFRJ.
- Zimmerman, K. and Bauer, T. (1999), "Overtime Work and Overtime Compensation in Germany", IZA Discussion Paper.

**Gráfico 1 - Percentual de Horas: (45-48)/(40-48)**



**Gráfico 2 - Distribuição de Horas**

**Tabela 1 – Distribuição de horas de trabalho**

<b>Amostra completa</b>	<b>1986</b>	<b>1987</b>	<b>1988</b>	<b>1989</b>	<b>1990</b>	<b>1991</b>
% trabalhando <=44	52%	51%	55%	69%	70%	67%
% trabalhando >=45	47%	48%	45%	31%	30%	33%
% trabalhando entre 40 e 48	61%	67%	65%	63%	62%	71%
Número de Observações	55988	48284	37524	32593	44260	37833
<b>Amostra de jornadas 40-48 horas</b>	<b>1986</b>	<b>1987</b>	<b>1988</b>	<b>1989</b>	<b>1990</b>	<b>1991</b>
% trabalhando entre 40 e 44 em t	50%	50%	53%	69%	71%	71%
% trabalhando entre 45 e 48 em t	50%	50%	47%	31%	29%	29%
Número de Observações	34134	32188	24212	20670	27481	27210

**Tabela 2 – Transições**

<b>Transições</b>	<b>1986</b>	<b>1988</b>	<b>1990</b>
40-44 (t) para desemprego (t+1)	2,76%	2,49%	3,98%
45-48 (t) para desemprego (t+1)	3,57%	3,23%	4,27%
40-44 (t) para sem emprego (t+1)	10,97%	11,21%	11,69%
45-48 (t) para sem emprego (t+1)	10,91%	9,76%	12,19%
Número de Observações	34134	24212	27481
45-48 (t) para 45-48 em (t+1)	33%	19%	13%
<b>45-48 (t) para 40-44 em (t+1)</b>	<b>17%</b>	<b>29%</b>	<b>15%</b>
40-44 (t) para 45-48 em (t+1)	17%	11%	16%
40-44 (t) para 40-44 em (t+1)	33%	41%	56%
Número de Observações	23472	15744	19467

**Tabela 3 – Probit: Probabilidade de trabalhar entre 45 e 48 horas em t**

<b>Efeitos Marginais</b>	<b>1986</b>	<b>1988</b>	<b>1990</b>
Sexo	0,042*	0,057*	0,033*
	<i>0,008</i>	<i>0,009</i>	<i>0,007</i>
Idade	-0,001	-0,003*	0,003*
	<i>0,001</i>	<i>0,001</i>	<i>0,001</i>
Idade2 (*100)	-0,003*	-0,001	-0,005
	<i>0,001</i>	<i>0,005</i>	<i>0,003</i>
Chefe	0,031*	0,019	-0,008
	<i>0,015</i>	<i>0,017</i>	<i>0,013</i>
Cônjuge	-0,067*	-0,077*	-0,081*
	<i>0,016</i>	<i>0,019</i>	<i>0,014</i>
Filho	-0,031*	-0,049*	-0,050*
	<i>0,015</i>	<i>0,017</i>	<i>0,013</i>
Formal	0,049*	0,044*	-0,048*
	<i>0,006</i>	<i>0,008</i>	<i>0,006</i>
Estudante	-0,060*	-0,097*	-0,040*
	<i>0,010</i>	<i>0,011</i>	<i>0,010</i>
Indústria	0,224*	0,218*	0,023
	<i>0,011</i>	<i>0,013</i>	<i>0,013</i>
Construção	0,124*	0,110*	0,004
	<i>0,014</i>	<i>0,017</i>	<i>0,014</i>
Serviços	0,110*	0,110*	0,086*
	<i>0,011</i>	<i>0,013</i>	<i>0,012</i>
Comércio	0,245*	0,266*	0,173*
	<i>0,011</i>	<i>0,013</i>	<i>0,044</i>
Anos de Estudo	-0,033*	-0,030*	-0,017*
	<i>0,001</i>	<i>0,002</i>	<i>0,001</i>
Bahia	-0,062*	-0,050*	0,108*
	<i>0,010</i>	<i>0,012</i>	<i>0,010</i>
Rio Grande do Sul	0,076*	0,092*	-0,087*
	<i>0,009</i>	<i>0,011</i>	<i>0,008</i>
Rio de Janeiro	-0,073*	-0,025*	0,100*
	<i>0,008</i>	<i>0,010</i>	<i>0,009</i>
Minas Gerais	-0,037*	0,006	0,123*
	<i>0,009</i>	<i>0,011</i>	<i>0,009</i>
Pernambuco	-0,046*	0,016	0,109*
	<i>0,011</i>	<i>0,013</i>	<i>0,011</i>
Número de Observações	34134	24212	27481

Notas: (1) \* Efeito Marginal Significante a 5%

(2) Desvio Padrão em itálico, robusto para heterocedasticidade

**Tabela 4 – Probabilidades de transição para desemprego**

<b>Desempregado em t+1</b>	<b>1986</b>	<b>1988</b>	<b>1990</b>
<b>Sem Controles</b>			
Trabalha entre 45 e 48 horas em t	0,0081*	0,0077*	0,0029
	<i>0,0020</i>	<i>0,0022</i>	<i>0,0027</i>
<b>Com Controles</b>			
Trabalha entre 45 e 48 horas em t	0,0039	0,0044	0,0021
	<i>0,0021</i>	<i>0,0024</i>	<i>0,0029</i>
<b>Sem Emprego em t+1</b>			
Trabalha entre 45 e 48 horas em t	-0,0010	-0,0012	-0,0075
	<i>0,0035</i>	<i>0,0040</i>	<i>0,0044</i>
<b>Passou para o Setor Informal em t+1</b>			
Trabalha entre 45 e 48 horas em t	-0,0039	-0,0091*	0,0018
	<i>0,0040</i>	<i>0,0045</i>	<i>0,0055</i>

Notas: (1)\* Variável Significante a 5%; (2) Desvio Padrão em itálico robusto para heterosc.

**Tabela 5 – Efeitos das transições sobre variação no salário horário**

<b>Dlog(Salário Real Horário)</b>	<b>1986</b>	<b>1988</b>	<b>1990</b>
<b>45-48 (t) para 45-48 em (t+1)</b>			
Sem Controles	0,051*	-0,056*	0,078*
	<i>0,009</i>	<i>0,015</i>	<i>0,022</i>
Com Controles	0,045*	-0,024	0,034
	<i>0,011</i>	<i>0,016</i>	<i>0,022</i>
<b>45-48 (t) para 40-44 em (t+1)</b>			
Sem Controles	0,150*	0,088*	0,123*
	<i>0,009</i>	<i>0,015</i>	<i>0,023</i>
Com Controles	0,143*	0,107*	0,103*
	<i>0,013</i>	<i>0,014</i>	<i>0,022</i>
<b>40-44 (t) para 45-48 em (t+1)</b>			
Sem Controles	-0,100*	-0,124*	-0,081*
	<i>0,013</i>	<i>0,019</i>	<i>0,022</i>
Com Controles	-0,111*	-0,114*	-0,102*
	<i>0,013</i>	<i>0,020</i>	<i>0,022</i>
<b>Número de Observações</b>	17108	8932	5116

Notas: (1) Variável Omitida é transição de 40-44 (t) para 40-44 em (t+1)  
 (2)\* Variável Significante a 5%; (3) Desvio Padrão em parênteses robusto para heterosc.

**Tabela 6 – Efeitos das transições sobre variação nas horas trabalhadas**

D(Horas)	1986	1988	1990
45-48 (t) para 45-48 em (t+1)			
Com Controles	0,042	-0,318*	0,075
	<i>0,029</i>	<i>0,048</i>	<i>0,062</i>
45-48 (t) para 40-44 em (t+1)			
Com Controles	-6,735*	-6,179*	-5,919*
	<i>0,039</i>	<i>0,055</i>	<i>0,086</i>
40-44 (t) para 45-48 em (t+1)			
Com Controles	6,813*	6,420*	6,144*
	<i>0,040</i>	<i>0,070</i>	<i>0,086</i>
Número de Observações	17108	8932	5116

Notas: (1) Variável Omitida é transição de 40-44 (t) para 40-44 em (t+1)  
 (2) \* Variável Significante a 5%, (3) Desvio Padrão em parênteses robusto para heterosc.

**Tabela 7 – Efeitos das transições sobre variação no salário mensal**

Dlog(Salário Mensal)	1986	1988	1990
45-48 (t) para 45-48 em (t+1)			
Com Controles	0,046*	-0,032*	0,036
	<i>0,011</i>	<i>0,016</i>	<i>0,022</i>
45-48 (t) para 40-44 em (t+1)			
Com Controles	-0,011	-0,032*	-0,031
	<i>0,013</i>	<i>0,014</i>	<i>0,022</i>
40-44 (t) para 45-48 em (t+1)			
Com Controles	0,045*	0,031	0,037
	<i>0,013</i>	<i>0,019</i>	<i>0,022</i>
Número de Observações	17108	8932	5116

Notas: (1) Variável Omitida é transição de 40-44 (t) para 40-44 em (t+1)  
 (2) \* Variável Significante a 5% (3) Desvio Padrão em parênteses robusto para heterosc.



**Tabela A1 – Probabilidades de transição para desemprego - com controles**

<b>Procura Emprego em t+1</b>	<b>1986</b>	<b>1988</b>	<b>1990</b>
<b>Bahia</b>	0,0029	0,0025	-0,0016
	<i>0,0062</i>	<i>0,0077</i>	0,0084
<b>Rio Grande do Sul</b>	<i>0,0133*</i>	0,0041	<i>0,0167</i>
	<i>0,0056</i>	<i>0,0050</i>	0,0094
<b>Rio de Janeiro</b>	0,0006	0,0004	0,0035
	<i>0,0041</i>	<i>0,0047</i>	<i>0,0058</i>
<b>Pernambuco</b>	0,0202*	0,0175*	-0,0029
	<i>0,0070</i>	<i>0,0082</i>	0,0092
<b>São Paulo</b>	0,0055	0,0032	0,0064
	<i>0,0046</i>	<i>0,0051</i>	0,0069
<b>Minas Gerais</b>	-0,0088	0,0039	-0,0027
	<i>0,0051</i>	<i>0,0053</i>	0,0059

Notas: (1)\* Variável Significante a 5%; (2) Desvio Padrão em itálico robusto para heterosc.