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.[1]

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

1 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.[2] 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

2 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[3] 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.

3 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).[4] 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

---

4 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.[5] 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.[6]

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 freqüentes 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:

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

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.[7] O salário horário (w) inclui os benefícios previstos pela legislação, mas que representam na verdade salário (13°, 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:

7 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.

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

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

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.[8] 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 (λ) 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 freqüente, por

8 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.

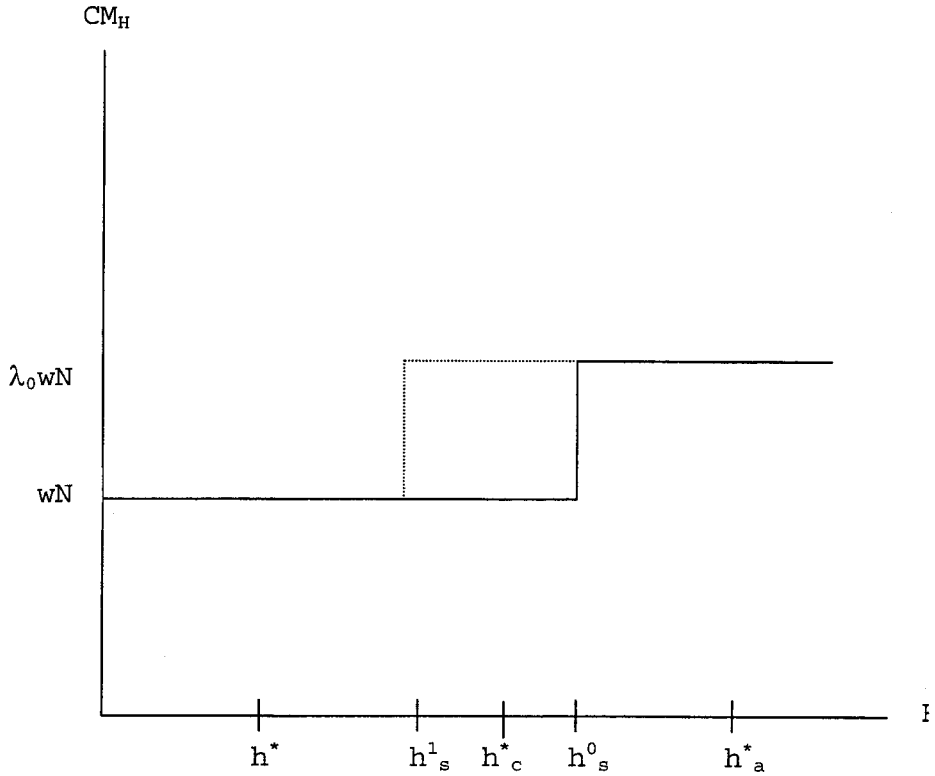
Os gráficos abaixo ilustram os efeitos da redução da jornada sobre os custos marginais de horas e emprego. As linhas cheias representam os custos marginais de emprego e horas para a jornada de trabalho inicial, h_s^0, enquanto as linhas pontilhadas mostram o caso da jornada padrão reduzida, h_s^1. Se 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.

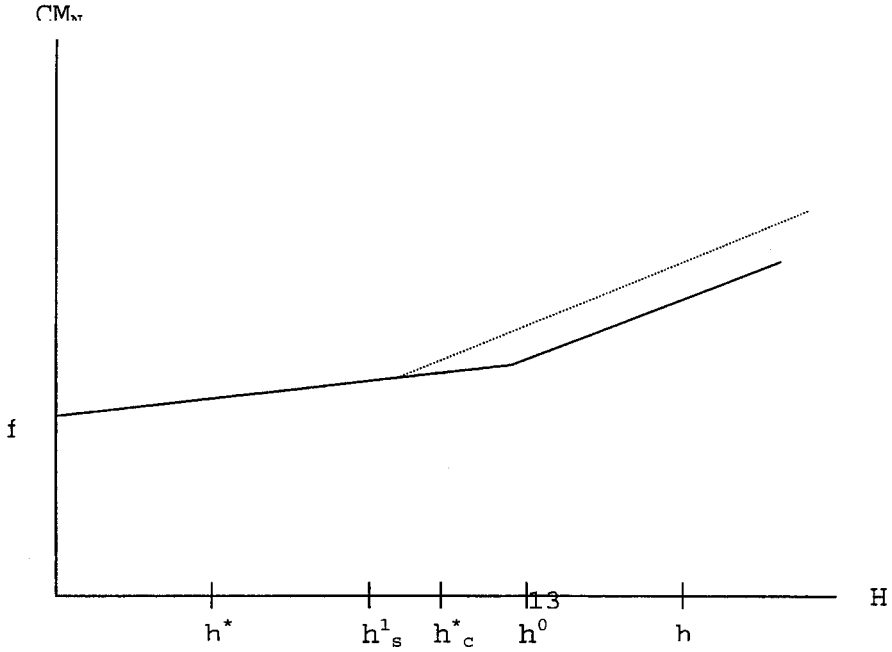
A intuição para a não ocorrência da partilha do trabalho é que a redução da jornada de trabalho aumenta, *ceteris paribus*, o custo marginal de um trabalhador adicional relativamente ao custo marginal da hora média, uma vez que uma menor proporção de horas de cada trabalhador pode ser contratada sem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


CM_H
λ0wN
wN
h*
h1s
h*c
h0s
h*a
H


f
h*
h1s
h*c
h0
h
H

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 Miterrrand. 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.[9]

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

9 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%).[10]

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.[11] 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.12

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.[13] 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).

13 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.

---

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.[14]

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 semelhantse (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 diminui 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.

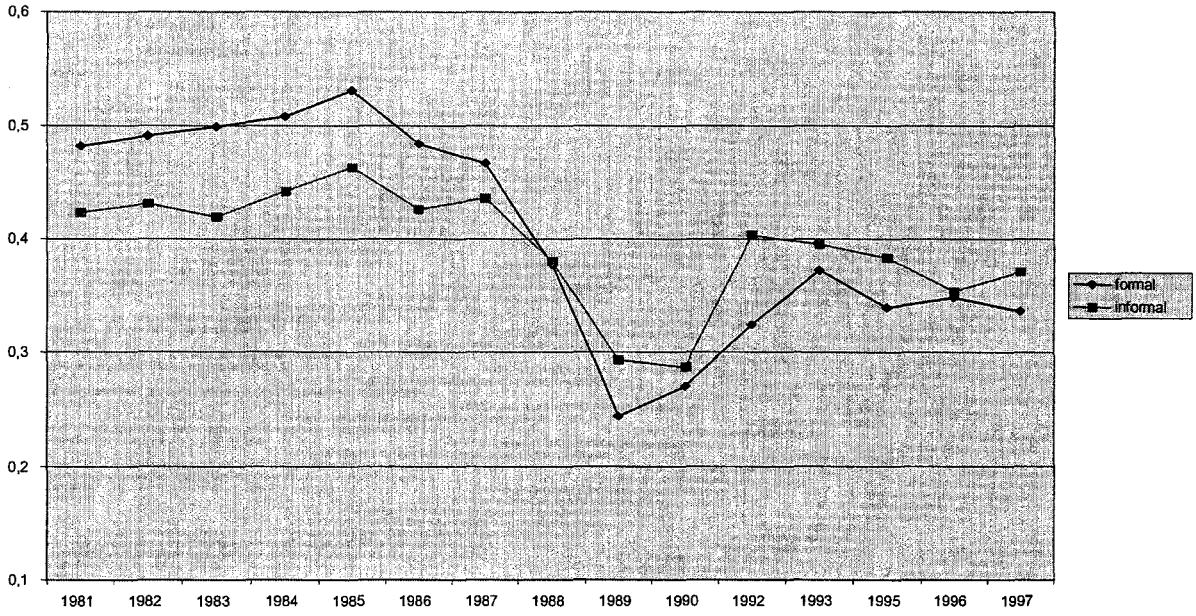
Hunt, J. (1999), "Has Work-Sharing Worked in Germany?", *Quarterly Journal of Economics*, Fevereiro.

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)



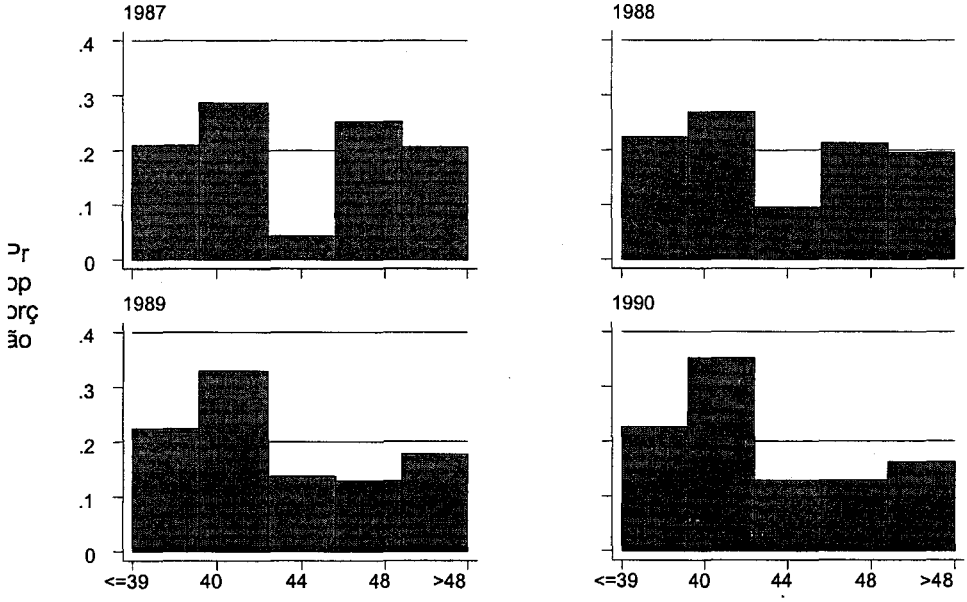


Gráfico 2 - Distribuição de Horas

Tabela 1 – Distribuição de horas de trabalho

Amostra completa	**1986**	**1987**	**1988**	**1989**	**1990**	**1991**
% 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
Amostra de jornadas 40-48 horas	**1986**	**1987**	**1988**	**1989**	**1990**	**1991**
% 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

Transições	**1986**	**1988**	**1990**
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%
45-48 (t) para 40-44 em (t+1)	**17%**	**29%**	**15%**
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

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

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

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

Tabela 5 – Efeitos das transições sobre variação no salário horário

Dlog(Salário Real Horário)	**1986**	**1988**	**1990**
45-48 (t) para 45-48 em (t+1)			
Sem Controles	0,051*	-0,056*	0,078*
	0,009	*0,015*	*0,022*
Com Controles	0,045*	-0,024	0,034
	0,011	*0,016*	*0,022*
45-48 (t) para 40-44 em (t+1)			
Sem Controles	0,150*	0,088*	0,123*
	0,009	*0,015*	0,023
Com Controles	0,143*	0,107*	0,103*
	0,013	*0,014*	*0,022*
40-44 (t) para 45-48 em (t+1)			
Sem Controles	-0,100*	-0,124*	-0,081*
	0,013	0,019	*0,022*
Com Controles	-0,111*	-0,114*	-0,102*
	0,013	0,020	*0,022*
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 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
	0,029	*0,048*	*0,062*
45-48 (t) para 40-44 em (t+1)			
Com Controles	-6,735*	-6,179*	-5,919*
	0,039	*0,055*	*0,086*
40-44 (t) para 45-48 em (t+1)			
Com Controles	6,813*	6,420*	6,144*
	0,040	0,070	*0,086*
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
	0,011	*0,016*	*0,022*
45-48 (t) para 40-44 em (t+1)			
Com Controles	-0,011	-0,032*	-0,031
	0,013	*0,014*	*0,022*
40-44 (t) para 45-48 em (t+1)			
Com Controles	0,045*	0,031	0,037
	0,013	0,019	*0,022*
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

Procura Emprego em t+1	1986	1988	1990
Bahia	0,0029	0,0025	-0,0016
	0,0062	*0,0077*	0,0084
Rio Grande do Sul	*0,0133**	0.0041	*0,0167*
	0,0056	*0.0050*	0,0094
Rio de Janeiro	0,0006	0,0004	0,0035
	0,0041	*0,0047*	*0,0058*
Pernambuco	0,0202*	0,0175*	-0,0029
	0,0070	*0,0082*	0,0092
São Paulo	0,0055	0,0032	0,0064
	0,0046	*0,0051*	0,0069
Minas Gerais	-0,0088	0,0039	-0,0027
	0,0051	*0,0053*	0,0059

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

000306813