

Os Efeitos da Redução da Jornada de Trabalho de 48 para 44 Horas Semanais em 1988*

Gustavo M. Gonzaga**

Naércio Aquino Menezes Filho***

José Márcio Camargo****

Sumário: 1. Introdução; 2. Resenha da literatura teórica; 3. Outros trabalhos empíricos; 4. Os efeitos da redução da jornada de trabalho de 48 para 44 horas; 5. Conclusões e considerações de política econômica.

Palavras-chave: partilha do trabalho (*work-sharing*); jornada de trabalho; criação de emprego.

Códigos JEL: J31; J23.

A redução da jornada de trabalho de 44 para 40 horas semanais tem sido freqüentemente proposta pelas centrais sindicais como solução para a escassa geração de empregos no país. A idéia, conhecida como partilha do trabalho (*work-sharing*), é que a redução de jornada permitiria que o mesmo trabalho fosse repartido por mais trabalhadores. No entanto, a maior parte dos artigos contesta a base teórica e a observação empírica de ocorrência de partilha do trabalho. O objetivo deste artigo é estudar os efeitos da redução de jornada prescrita pela Constituição de 1988, de 48 para 44 horas por semana, sobre o mercado de trabalho no Brasil. Os resultados do exercício empírico mostram que as alterações da Constituição, referentes à jornada de trabalho, provocaram uma queda da jornada efetiva de trabalho, não aumentaram a probabilidade de o trabalhador afetado pela mudança ficar desempregado em 1989 (quando comparada a outros anos), diminuíram a probabilidade de o trabalhador afetado de ficar sem emprego em 1989 (o que inclui os que saíram da força de trabalho) e implicaram um aumento do salário real horário (apesar de menor do que o observado para trabalhadores que reduziram a jornada em outros anos). Esses resultados indicam que, no curto prazo (nos 12 meses seguintes à mudança constitucional), a redução de jornada não teve efeitos negativos sobre o emprego.

* Artigo recebido em jun. 2001 e aprovado em jun. 2002.

** Departamento de Economia, PUC-Rio.

*** IPE-USP.

**** Departamento de Economia, PUC-Rio.

The reduction of standard weekly working time 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 would allow the same tasks to be performed by more employees, a notion which has been challenged in the theoretical and empirical literature. The objective of this paper is to study the effects of the workweek reduction from 48 to 44 hours prescribed by the 1988 Constitution on the Brazilian labor market. We find that the constitutional changes reducing actual working hours did not change the probability of the affected worker became unemployed in 1989 (relative to other years), reduced the probability of the affected worker of not having a job in 1989 (which includes those that left the labor force) and implied a relative increase in real hourly wages (although lower than observed for workers that reduced the workweek time in other years). These results suggest that the working time reduction did not have a negative impact on employment in the short run (12 months after the constitutional change).

1. Introdução

Várias propostas têm sido apresentadas para combater o problema crônico de escassa geração de emprego no país.¹ As centrais sindicais recomendam, por exemplo, a implementação da redução da jornada de trabalho de 44 para 40 horas por semana. A idéia é que “se os ocupados trabalharem menos horas por semana, é possível gerar novos empregos para que mais pessoas possam se inserir no mercado de trabalho. Se os trabalhadores do setor formal da economia reduzirem sua carga horária, a tendência é que sejam criadas novas vagas.” (DIEESE, 1997)

Esse argumento é conhecido na literatura especializada sob a denominação de partilha do trabalho (*work-sharing*). A expectativa é a de que a redução de jornada permitiria que o mesmo trabalho fosse repartido por mais trabalhadores (todos trabalhando menos horas), o que resultaria, portanto, em mais empregos. No entanto, a maior parte dos artigos contesta a base teórica e a observação empírica de ocorrência de partilha do trabalho e, portanto, questiona a capacidade dessas propostas de gerar 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

¹Dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME, IBGE) mostram que o emprego nas seis maiores regiões metropolitanas do país cresceu, em média, apenas 1,2% ao ano entre 1991 e 2001.

uma eventual substituição do fator que ficou relativamente mais caro (trabalho) pelos demais fatores.

Os artigos teóricos também são céticos quanto à observação da substituição de horas médias por emprego. Em geral, nos modelos em que o salário real é exógeno a redução da 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.

Quanto aos trabalhos empíricos existentes para outros países, são raros os esforços na direção de se separar os efeitos da redução de jornada de outros efeitos de ordem estrutural e conjuntural que afetam o nível de emprego. Na terminologia da crescente literatura sobre “avaliação de impactos de políticas”, o ideal seria caracterizar essas mudanças institucionais como experimentos naturais, nos quais fosse possível identificar grupos de controle e de tratamento. O impacto da política seria medido pelo seu efeito diferenciado sobre o grupo afetado em relação ao grupo de controle. Em um estudo recente, Crépon e Kramarz (2002) adotam tal técnica para estudar 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. Os autores concluem que a redução de jornada aumentou a probabilidade do grupo afetado de migrar do estado de emprego para o estado de não-emprego.

O Brasil, através da Constituição de 1988, implementou a diminuição da jornada de trabalho de 48 para 44 horas semanais, e os efeitos dessa medida sobre o mercado de trabalho podem ser úteis para embasar as atuais propostas de novas reduções. O objetivo deste artigo é estudar os efeitos da redução da jornada de trabalho, tal como prescrita pela Constituição de 1988, sobre as probabilidades de transição dos empregados para os estados de desemprego, sem emprego (o que inclui os que saem da força de trabalho) e emprego não registrado no ano seguinte ao da mudança institucional. Investiga-se, também, os impactos sobre as variações nas jornadas efetivas de trabalho e sobre os rendimentos reais mensais e horários entre 1988 e 1989. De forma a lidar com o problema de identificação, usamos a metodologia sugerida por Crépon e Kramarz (2002). No caso, usamos os trabalhadores que tinham jornadas inferiores a 44 horas como grupo de controle, uma vez que não deveriam ser diretamente afetados pela redução de jornada. A metodologia é adaptada de tal forma a se levar em conta as particularidades da mudança regulatória efetivamente ocorrida no Brasil em 1988.

Como a Constituição de 1988 implicou alterações de outros parâmetros relacionados ao custo do trabalho que norteiam a escolha do número ótimo de horas e emprego, como os aumentos do prêmio da hora extra, do custo fixo do emprego e dos encargos salariais, o artigo apresenta um modelo mais geral de demanda por fatores, que procura discutir teoricamente os efeitos das várias medidas. De acordo com o modelo teórico, as mudanças constitucionais implicaram efeitos positivos e negativos sobre o emprego, em particular no que diz respeito à substituição de horas trabalhadas por emprego. Por outro lado, todas as alterações contribuíram para aumentar o custo do trabalho em relação aos outros fatores.

No exercício empírico, medimos o efeito líquido desses impactos no curto prazo (12 meses). Os resultados mostram que as alterações da Constituição de 1988 provocaram uma queda da jornada efetiva de trabalho, não aumentaram a probabilidade de o trabalhador afetado pela mudança ficar desempregado em 1989 (quando comparada a outros anos), diminuíram a probabilidade de o trabalhador afetado ficar sem emprego em 1989 (o que inclui os que saíram da força de trabalho) e implicaram um aumento do salário real horário (apesar de menor do que o observado em outros anos), sempre em relação ao grupo de controle. Esses resultados indicam que a redução de jornada não teve efeitos negativos sobre o emprego, no curto prazo (nos 12 meses seguintes à mudança constitucional).

O artigo está organizado da seguinte forma: a próxima seção seguinte contém uma breve resenha da literatura teórica, que procura capturar a essência do fenômeno de *work-sharing*. A terceira seção apresenta alguns resultados de outros artigos empíricos. Em particular, discute a metodologia e os resultados do artigo de Crépon e Kramarz (2002). 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 (PNAD's, do IBGE) de 1981 a 1997; e estuda, com base na metodologia de Crépon e Kramarz (2002) aplicada a dados longitudinais da PME, os efeitos das medidas sobre o mercado de trabalho no Brasil. Finalmente, a última seção apresenta as conclusões do trabalho.

2. Resenha da Literatura Teórica

Nesta seção, descrevemos os principais resultados teóricos da literatura sobre determinação conjunta de emprego e horas trabalhadas. O objetivo 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 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 (por exemplo, Calmfors (1985) e Booth e Schiantarelli (1987)).

Os resultados descritos a seguir são implicações imediatas dos modelos de demanda por dois fatores de produção, conhecidos desde Feldstein (1967) e Ehrenberg (1971), entre outros. Os dois fatores, no caso, são emprego e horas médias de trabalho. A teoria microeconômica tradicional nos ensina que uma firma maximizadora de lucro escolhe a quantidade de cada fator no ponto em que o valor da produtividade marginal do fator é igual 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 (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 homogênea² e que a tecnologia é dada. Dessa 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 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 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

²A hipótese de mão-de-obra homogênea não é inócua. Como vimos antes, 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 esses 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 desse setor converter horas extras em mais emprego para os desempregados.

o nível de emprego apenas se a substituição de horas médias trabalhadas por trabalhadores for grande o suficiente para compensar os dois efeitos citados antes.

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, $F(h, N) = F(hN)$. 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 $F(hN) - whN$, contrata trabalhadores no ponto em que $F'(hN) = w$ (o salário real horário). Nesse caso, é óbvio que, como w é constante, se a jornada (h) cai, o emprego sobe na mesma proporção (Hoel, 1986).³ Na verdade, este é o modelo que vem à cabeça da maior parte das pessoas, talvez por estarem acostumadas 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 esse modelo faz sentido.

Um bom teste para essa forma funcional é pensar na seguinte questão, discutida em Pereira e Gonzaga (2001). Se 10 pintores levam 44 horas para pintar uma parede, quantos pintores seriam necessários para pintar a mesma parede se eles trabalhassem apenas 40 horas? No caso dessa função multiplicativa, a resposta deveria ser 11 pintores. É fácil verificar que se pode obter um volume de 440 horas trabalhadas com 10 pintores trabalhando uma jornada de 44 horas, ou 11 pintores trabalhando 40 horas ou cinco 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

³Como observa Hoel (1986), 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.

de horas médias de 44 para 88 horas por trabalhador, devendo, provavelmente, aumentar muito pouco (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.⁴ 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.⁵

Esses resultados dependem, no entanto, do fato de a jornada escolhida pela firma ser igual à jornada-padrão. Como o que nos interessa neste artigo 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 completa.

Na literatura, existem várias tentativas de se classificar os diversos tipos de custos do fator 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 (por exemplo, Hart (1984) e Hamermesh (1993)). De um modo geral, os custos do trabalho podem ser escritos da seguinte forma:

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

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.⁶ 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 as licenças-saúde, maternidade e paternidade (que não remuneram horas extras); os dias parados (feriados e folgas semanais); eventuais custos fixos relacionados à alimentação, saúde e transporte (vale-transporte, por exemplo); e os custos de demissão e admissão da mão-de-

⁴Note que a forma multiplicativa implica 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 (Hamermesh, 1993).

⁵Na verdade, é razoável supor (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.)

⁶De acordo com a legislação atual, a alíquota dos encargos não-salariais sobre a folha de pagamentos é de 35,8% (Gonzaga e Corseuil, 2001) e o prêmio da 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.

obra.⁷ 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 alteração alguma no nível de emprego e horas, uma vez que a jornada não seria restritiva para o comportamento da empresa.

Como já mencionamos, 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:

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

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

No ponto de ótimo da firma, a relação entre as produtividades marginais 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 à do emprego. Isso 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

⁷Os custos de ajustamento do emprego deveriam ser considerados apenas em uma versão dinâmica do modelo.

⁸Note 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.

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 redução 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 dessas 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 exemplo, ver analistas confundirem a jornada máxima da legislação, h_s , com a jornada efetiva, h . É importante deixar claro que as produtividades marginais do emprego e da hora dependem da jornada efetiva, h , mas não da jornada máxima, h_s . Como já descrito, a jornada efetiva (bem como o nível de emprego) muda exatamente para gerar as alterações nas produtividades marginais que compensem as alterações nos custos induzidas pelas mudanças na legislação.

As figuras a seguir ilustram os efeitos da redução da jornada sobre os custos marginais de horas e emprego, respectivamente. As linhas cheias representam os custos marginais de horas e emprego para a jornada de trabalho inicial, h_s^0 , enquanto as linhas pontilhadas mostram os custos marginais de horas e emprego no 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), o que leva a uma diminuição do emprego com a redução de jornada. 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).

Já 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 e a redução da jornada não teria efeito sobre o emprego. As figuras mostram, também, 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, mas 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.

Figura 1

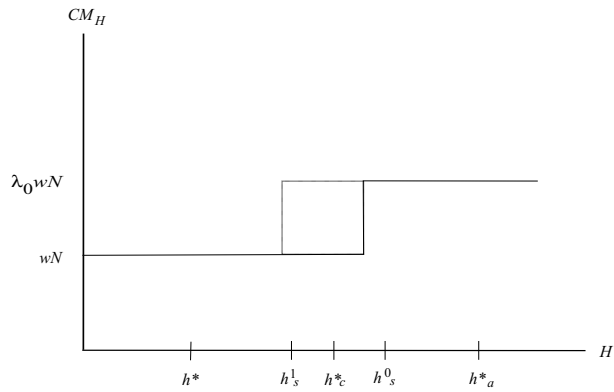
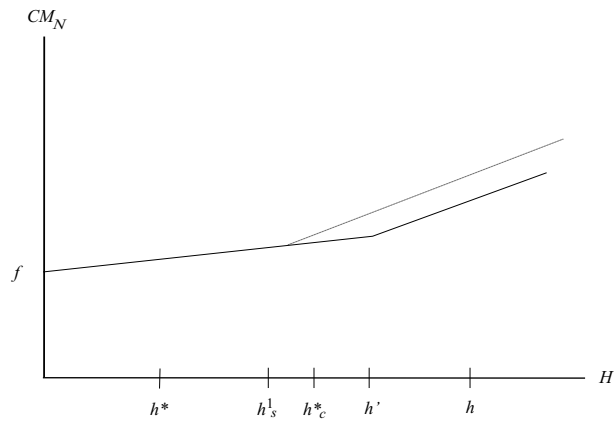


Figura 2



Como já mencionado, é importante levar em conta também a substituição do fator trabalho como um todo 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. Isso 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 qual 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 essa 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.

3. Outros Trabalhos Empíricos

Os efeitos de mudanças regulatórias, como a jornada máxima de trabalho, sobre o mercado de trabalho são mais bem medidos quando tais alterações se aproximam de um experimento natural. Seguindo a terminologia da literatura sobre “avaliação de impactos de políticas”, é importante que a base de dados usada pelo analista contenha um grupo de controle que permita contrastar as alterações sofridas pelo grupo afetado, de forma a relacioná-las com a mudança institucional. Em geral, é útil que a base de dados seja longitudinal, o que permite seguir o mesmo indivíduo por um período suficientemente longo, de forma a conter informações anteriores e posteriores à mudança na legislação. Idealmente, o grupo de controle deve ser bastante semelhante ao grupo atingido pela mudança, sendo a única diferença o próprio 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 (Kapteyn et alii (2000), para uma resenha recente). Por exemplo, um aumento do emprego no agregado em um determinado país 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 atribuídas às alterações na jornada de trabalho: Hunt (1999) e Crépon e Kramarz (2002). 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 à custa de um menor nível de emprego no agregado. A técnica adotada pela autora, no entanto, exige variação da jornada máxima de trabalho para alguma dimensão. No caso da Alemanha, como as jornadas de trabalho eram negociadas por setor, essa foi a dimensão usada. No caso brasileiro, no entanto, a redução de jornada ocorreu para todos os trabalhadores ao mesmo tempo, o que não permite o uso dessa técnica.⁹

Crépon e Kramarz (2002) 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 quatro horas e 50% para as próximas cinco 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

⁹Uma possível avenida para futuras pesquisas no Brasil é o estudo do que ocorreu nos mercados de trabalho em setores ou localidades em que foram, recentemente, estabelecidos acordos de reduções de jornada entre trabalhadores e firmas. Nesse caso, como os termos do acordo diferem entre si, há uma fonte de variação na variável de interesse que pode ser explorada.

antes, esse 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 perder o seu emprego em 1982 (após a mudança na legislação) era de 6,2%, enquanto para o grupo de controle essa 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 três pontos percentuais.

Esse 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 torna-los mais propensos a perder o emprego, sem que a mudança na legislação tivesse nada a ver com isso. De forma a controlar para essa 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, no 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 2,6 a 3,9% maior do que o outro grupo (que trabalhava 36 a 39 horas semanais), dependendo da especificação utilizada.

4. Os Efeitos da Redução da Jornada de Trabalho de 48 para 44 horas

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 importantes parâmetros da demanda por trabalho das firmas, descrevemos inicialmente as principais mudanças que afetam a determinação conjunta de trabalhadores e horas, relacionando-as com o modelo teórico da seção 2. 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, estudam-se os

efeitos da redução de jornada sobre o mercado de trabalho no Brasil, com base na metodologia de Crépon e Kramarz (2002) aplicada a dados longitudinais da PME.¹⁰

4.1 Os custos do trabalho alterados pela constituição de 1988

A jornada de trabalho de 48 horas semanais (e oito horas diárias) havia sido estabelecida pela Constituição de 1934, sendo alterada apenas pela Constituição de 1988 (Machado, 1998). O artigo 7º da Constituição de 1988 regulamenta a jornada de trabalho de 44 horas semanais e oito horas diárias. O artigo estabelece que o número máximo de horas extras diárias não pode exceder duas 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 efetivadas 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 nove pontos percentuais (além de enrijecer a folha de pagamentos com diversos benefícios, como aumento do período da licença-maternidade, instituição da licença-paternidade de cinco 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 2, isso 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:

- a redução da jornada-padrão de 48 para 44 horas semanais, sem redução da remuneração mensal;
- o aumento da remuneração da hora extra de 20 para 50% da hora normal;
- o aumento dos encargos salariais;

¹⁰É importante notar que o questionário da PNAD se refere às horas normalmente trabalhadas, ao passo que na PME a pergunta é sobre horas efetivamente trabalhadas na última semana, sendo sujeita, portanto, a erros de medida.

- o aumento do custo fixo do emprego (aumento dos custos de licença-maternidade e paternidade, e do custo de demissão).

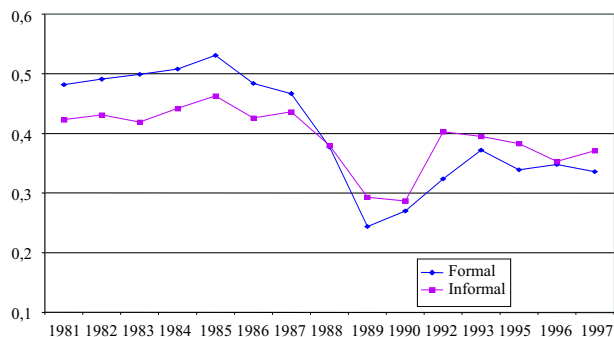
Espera-se um impacto positivo sobre o emprego, no que diz respeito apenas à substituição de horas por trabalhador, do aumento da remuneração da hora extra, da redução da jornada para aquelas firmas que usavam jornadas de 45 a 48 horas antes da mudança e do aumento dos encargos salariais. Já o aumento 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.

Note que as quatro alterações implicaram um aumento do custo do trabalho frente aos outros fatores de produção. Esse aumento leva teoricamente a uma eventual substituição do trabalho pelos outros fatores, cujo prazo de efetivação depende dos custos de ajustamento dos demais fatores. Há, também, o efeito escala, que vai na direção de redução do emprego.

4.2 A evolução da distribuição de horas trabalhadas entre 1981 e 1997

A figura 3 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. A figura mostra que, entre 1981 e 1987, essa proporção flutuava em torno de 43% para os empregados sem registro formal (sem carteira assinada) e em torno de 50% para os empregados formais. Há, no entanto, uma queda abrupta nessa 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 dessa mudança ou fatores cíclicos. Já entre 1990 e 1992 (a PNAD não foi a campo em 1991) notamos uma ligeira elevação na magnitude de empregados trabalhando entre 45 e 48 horas semanais, após o que essa proporção se estabiliza tanto para os trabalhadores com carteira assinada como para aqueles sem carteira.

Figura 3
 Percentual de horas acima de 44: $(45-48)/(40-48)$

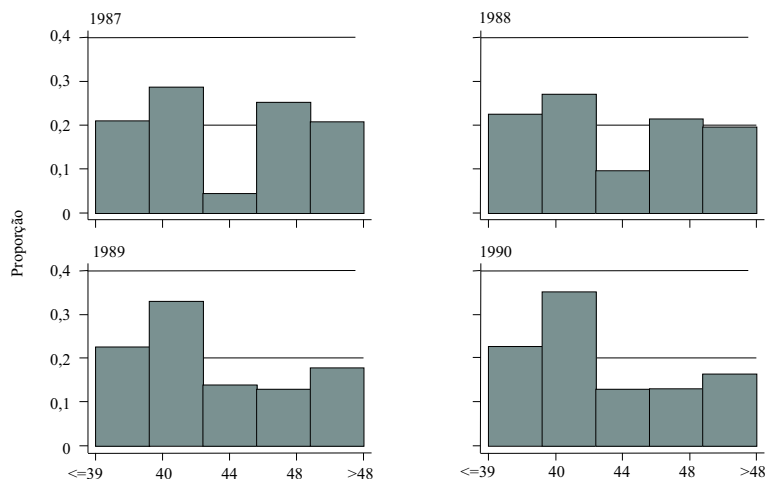


A análise da figura mostra claramente que houve uma diminuição na proporção de indivíduos trabalhando mais de 44 horas entre 1981 e 1997, mas que esse percentual continuou relativamente elevado, mesmo entre os empregados formais. No entanto, é difícil separar o efeito da Constituição dos efeitos cíclicos da economia, sem informação adicional a respeito de indicadores conjunturais.

A figura 4 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, 44 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%.¹¹

¹¹Ver Gonzaga et alii (2000) para uma análise mais desagregada da evolução da jornada de trabalho no Brasil, com base nos dados das PNAD's de 1981 a 1997.

Figura 4
Distribuição de horas



4.3 Os efeitos da redução de jornada de 1988

O principal exercício deste trabalho consiste na aplicação da metodologia adotada por Crépon e Kramarz (2002) 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 de os trabalhadores com jornada de 45-48 horas por semana, o grupo afetado pela alteração institucional, permanecerem empregados em 1989. O grupo de controle consiste em trabalhadores que tinham jornadas inferiores a 44 horas em 1988, uma vez que não foram diretamente atingidos pela mudança.¹²

Há duas vantagens de nossa base de dados em relação ao estudo realizado para a França. Primeiramente, o grupo de controle (trabalhadores com jornada de 40-44 horas) é bastante significativo, somando cerca de 53% dos trabalhadores antes da mudança, o que nos permite uma análise mais detalhada para os diversos

¹²É importante mencionar que há uma possibilidade de o grupo de controle ser indiretamente afetado pela redução de jornada. Por outro lado, como seguimos os mesmos 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 esse motivo, essa 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.

subgrupos da amostra (no caso da França, apenas 2,4% da amostra estavam no grupo de controle). Em segundo lugar, 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.

Uma das grandes vantagens da PME, ainda relativamente pouco explorada, é a disponibilidade de informações longitudinais. Como já amplamente 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 quatro meses, não o visita nos oito meses seguintes e volta a aplicar o questionário por mais quatro meses. Neste 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. Isso 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. Dessa forma, o mesmo domicílio foi entrevistado, por exemplo, nos meses de março de 1986 – março de 1987, março de 1988 – março de 1989, março de 1990 – março de 1991.

Esses meses, em 1988 e 1989, foram escolhidos com o objetivo de se 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 contêm apenas trabalhadores empregados no primeiro mês em que o indivíduo é entrevistado, e engloba trabalhadores com e sem carteira assinada. Dessa 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 37.524 trabalhadores da amostra tinham uma jornada menor ou igual a 44 horas por semana, porcentagem um pouco maior que a observada para os 55.988 trabalhadores da amostra em 1986, de 52%.¹³ Já em 1990, 70% dos 44.260 empregados trabalhavam 44 horas ou menos por semana, o que já indica a efetividade da medida de redução de jornada.¹⁴ Além disso, quando

¹³ A redução do número de observações ocorreu devido à redefinição das amostras da PME em 1988.

¹⁴ 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

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 nessa 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%).¹⁵

Como o interesse deste 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, 34.134, 24.212 e 27.481 empregados. 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, 53% em 1988 e 71% em 1990. Os resultados obtidos quando seguimos os mesmos trabalhadores por dois anos consecutivos também não se alteram.

Tabela 1
Distribuição de horas de trabalho

Amostra completa	1986	1987	1988	1989	1990	1991
% trabalhando \leq 44	52%	51%	55%	69%	70%	67%
% trabalhando \geq 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

77% em 1990.

¹⁵É importante ressaltar que a maior parte dos trabalhadores com jornadas entre 40 e 44 horas trabalhava exatamente 44 horas.

Tabela 2
Transições

Transições entre t e $t + 1$	1986-87	1988-89	1990-91
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

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 1986-87, 1988-89 e 1990-91. 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 12 meses depois, em 1989, enquanto 2,49% dos trabalhadores com jornada de 40-44 horas em 1988 estavam desempregados 12 meses depois, em 1989.

É interessante observar, no entanto, 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, o que será formalmente discutido mais à frente. Lembre, também, que a transição para a situação de não-emprego no ano seguinte à redução de jornada na França foi três pontos percentuais maior para o grupo afetado (3,2% para o grupo de controle e 6,2% para o grupo afetado).

Por outro lado, a tabela 2 mostra que o número de horas trabalhadas no período inicial parece estar negativamente correlacionado com 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.

Resultados não apresentados aqui (Gonzaga et alii, 2000) mostram que as principais conclusões desse estudo são qualitativamente as mesmas para trabalhadores com e sem carteira assinada, o que 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. Nesse sentido, os empregados informais não constituem um bom grupo de controle para o experimento aqui estudado, uma vez que parecem ser igualmente afetados 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. Esse 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 essa 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 influenciada por suas características individuais observáveis, como sexo, idade, posição na família, anos de estudo, setor, região metropolitana e posse de carteira assinada.

Tabela 3
Probit: probabilidade de trabalhar entre 45 e 48 horas em t

Efeitos marginais	1986	1988	1990
Sexo	0,042* <i>0,008</i>	0,057* <i>0,009</i>	0,033* <i>0,007</i>
Idade	-0,001 <i>0,001</i>	-0,003* <i>0,001</i>	0,003* <i>0,001</i>
Idade ²² (*100)	-0,003* <i>0,001</i>	-0,001 <i>0,005</i>	-0,005 <i>0,003</i>
Chefe	0,031* <i>0,015</i>	0,019 <i>0,017</i>	-0,008 <i>0,013</i>
Cônjuge	-0,067* <i>0,016</i>	-0,077* <i>0,019</i>	-0,081* <i>0,014</i>
Filho	-0,031* <i>0,015</i>	-0,049* <i>0,017</i>	-0,050* <i>0,013</i>
Formal	0,049* <i>0,006</i>	0,044* <i>0,008</i>	-0,048* <i>0,006</i>
Estudante	-0,060* <i>0,010</i>	-0,097* <i>0,011</i>	-0,040* <i>0,010</i>
Indústria	0,224* <i>0,011</i>	0,218* <i>0,013</i>	0,023 <i>0,013</i>
Construção	0,124* <i>0,014</i>	0,110* <i>0,017</i>	0,004 <i>0,014</i>
Serviços	0,110* <i>0,011</i>	0,110* <i>0,013</i>	0,086* <i>0,012</i>
Comércio	0,245* <i>0,011</i>	0,266* <i>0,013</i>	0,173* <i>0,044</i>
Anos de estudo	-0,033* <i>0,001</i>	-0,030* <i>0,002</i>	-0,017* <i>0,001</i>
Bahia	-0,062* <i>0,010</i>	-0,050* <i>0,012</i>	0,108* <i>0,010</i>
Rio Grande do Sul	0,076* <i>0,009</i>	0,092* <i>0,011</i>	-0,087* <i>0,008</i>
Rio de Janeiro	-0,073* <i>0,008</i>	-0,025* <i>0,010</i>	0,100* <i>0,009</i>
Minas Gerais	-0,037* <i>0,009</i>	0,006 <i>0,011</i>	0,123* <i>0,009</i>
Pernambuco	-0,046* <i>0,011</i>	0,016 <i>0,013</i>	0,109* <i>0,011</i>
Número de observações	34134	24212	27481

Obs: (1) * Efeito marginal significante a 5%.

(2) Desvio-padrão em itálico, robusto para heterocedasticidade.

Os resultados para o ano de 1988 mostram:

- que os homens tinham uma probabilidade maior de ter uma jornada de 45-48 horas (o grupo afetado);
- que os trabalhadores dos setores de comércio e indústria tinham, nessa ordem, probabilidades maiores de estar no grupo afetado;

- que os estudantes e os trabalhadores sem carteira assinada também tinham jornadas menores;
- que cada ano de estudo reduzia em 3% a probabilidade de trabalhar uma jornada de 45-48 horas.¹⁶

O resultado para os homens é esperado e compatível com o observado em outros países. 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 jornadas longas em 1990.

Já o resultado referente à escolaridade é contrário ao observado na França (Crépon e Kramarz, 2002) e na Alemanha (Bauer e Zimmerman, 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 esse 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. Esses 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 nessas 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

¹⁶Resultados não reportados aqui mostram uma redução continuada na probabilidade de estar com uma jornada longa para os níveis de educação de 0, 4, 8, e mais do que 11 anos de estudo.

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 com controle mostram que o fato de um trabalhador ter jornadas de 45-48 horas semanais em 1988, o que o coloca no grupo afetado pela redução de jornada, aumenta a sua probabilidade de estar desempregado em 1989 em 0,44%. Esse coeficiente, no entanto, é significativo apenas a 10%. Já os resultados sem controle seguem os diferenciais observados nas transições descritas na tabela 2, e mostram que o trabalhador afetado pela redução de jornada tem uma probabilidade 0,77% maior de ficar desempregado entre 1988 e 1989 do que o grupo de controle, o que é significativamente diferente de zero a 5%.¹⁷

Tabela 4
Probabilidades de transição para desemprego, sem emprego e sem carteira

Transições dos empregados em t para:	1986-87	1988-89	1990-91	Pooling (1988)
Desempregado em $t+1$, sem controles				
Dummy: trabalha entre 45 e 48 horas em t	0,0081* <i>0,0020</i>	0,0077* <i>0,0022</i>	0,0029 <i>0,0027</i>	0,0014 <i>0,0027</i>
Desempregado em $t+1$, com controles				
Dummy: trabalha entre 45 e 48 horas em t	0,0039 <i>0,0021</i>	0,0044 <i>0,0024</i>	0,0021 <i>0,0029</i>	0,0002 <i>0,0027</i>
Sem emprego em $t+1$, com controles				
Dummy: trabalha entre 45 e 48 horas em t	-0,0010 <i>0,0035</i>	-0,0120* <i>0,0040</i>	-0,0075 <i>0,0044</i>	-0,0107* <i>0,0045</i>
Empregado s/ carteira em $t+1$, com controles				
Dummy: trabalha entre 45 e 48 horas em t	-0,0039 <i>0,0040</i>	-0,0091* <i>0,0045</i>	0,0018 <i>0,0055</i>	-0,0026 <i>0,0051</i>

Obs: (1) * Variável Significante a 5%;

(2) Desvio-padrão em itálico, robusto para heterocedasticidade.

As regressões para os anos de 1986 e 1990 servem para testar se esse resultado é diferente de outros anos em que não ocorreu mudança alguma na legislação. A tabela 4 mostra que o resultado é semelhante em 1986, ou seja, o grupo de 45-48 horas também tinha uma probabilidade maior do que o grupo de 40-44 horas de ficar desempregado 12 meses depois, em 1987. Já em 1990, o coeficiente da dummy 45-48 horas não é significativo nas regressões com e sem controle para

¹⁷Resultados 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 características observáveis. Para identificar formalmente o efeito específico da mudança constitucional de 1988, a última coluna da tabela 4 mostra os resultados do método de diferenças em diferenças, em que contrastamos os resultados para o grupo afetado em 1988 com os demais anos. Mais especificamente, os coeficientes reportados são os da interação do indicador do ano de 1988 com a *dummy* de 45-48 horas em regressões que usam as observações agrupadas (*pooled*) dos três anos da amostra. As regressões usam como outras variáveis explicativas a *dummy* de 45-48 horas para todos os anos e *dummies* para os anos de 1986, 1988 e 1990, com e sem controle para características observáveis. Os coeficientes medem, portanto, o impacto diferenciado sobre o grupo de tratamento em 1988 em relação ao efeito médio nos três anos. Os resultados mostram que esse impacto não é estatisticamente diferente de zero a qualquer nível razoável de significância. Ou seja, o grupo de trabalhadores afetados pela mudança constitucional não sofreu uma alteração significativa na sua probabilidade de ficar desempregado, quando comparado ao grupo de controle, em 1988, em relação a outros anos.

As demais regressões da tabela 4, todas com controles para as características observáveis, mostram que o grupo de tratamento em 1988 sofreu uma redução na probabilidade de ficar sem emprego (de 1,20%) e de passar para um emprego informal (de 0,91%) no ano seguinte, ambas significativas a 5%. A última coluna da tabela mostra que a probabilidade do grupo de tratamento de ficar sem emprego no ano seguinte à mudança constitucional é significativamente menor do que nos demais anos, sendo estimada em -1,07%. Já a probabilidade de passar para um emprego informal é semelhante aos demais anos, ou seja, deixa de ser significativa quando estimamos a regressão com os dados agrupados.

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 esse grupo.¹⁸

¹⁸É 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 queda menor para o grupo

Tabela 5
Efeitos das transições sobre variações no salário real horário

Variações no salário horário	1986-87	1988-89	1990-91	Pooling (1988)
45-48 (<i>t</i>) para 45-48 em (<i>t</i> + 1)				
Sem controles	0,051* <i>0,009</i>	-0,056* <i>0,015</i>	0,078* <i>0,022</i>	-0,107* <i>0,018</i>
Com controles	0,045* <i>0,011</i>	-0,024 <i>0,016</i>	0,034 <i>0,022</i>	-0,102* <i>0,018</i>
45-48 (<i>t</i>) para 40-44 em (<i>t</i> + 1)				
Sem controles	0,150* <i>0,009</i>	0,088* <i>0,015</i>	0,123* <i>0,023</i>	-0,057* <i>0,017</i>
Com controles	0,143* <i>0,013</i>	0,107* <i>0,014</i>	0,103* <i>0,022</i>	-0,042* <i>0,017</i>
40-44 (<i>t</i>) para 45-48 em (<i>t</i> + 1)				
Sem controles	-0,100* <i>0,013</i>	-0,124* <i>0,019</i>	-0,081* <i>0,022</i>	-0,028 <i>0,022</i>
Com controles	-0,111* <i>0,013</i>	-0,114* <i>0,020</i>	-0,102* <i>0,022</i>	-0,027 <i>0,022</i>
Número de observações	17108	8932	5116	31156

Obs: (1) Variável omitida é a transição de 40-44 (*t*) para 40-44 em (*t* + 1);

(2) * Variável significativa a 5%;

(3) Desvio-padrão em itálico, robusto para heterocedasticidade.

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). Esse 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. Na verdade, os coeficientes da última coluna da tabela, que apresenta os resultados da análise com todos os anos da amostra, são negativos. Isso indica que a redução de jornada sempre resultou em aumento do salário horário, mas que esse efeito parece ter sido menos intenso em 1988.¹⁹

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. Tal redução foi, no

que teve a jornada reduzida de 45-48 horas para 40-44 horas.

¹⁹Há uma possibilidade, não analisada aqui, de que esses resultados estejam sendo influenciados pelo viés de divisão, que resulta quando há erros de medida na variável de horas trabalhadas (Borjas, 1980).

entanto, inferior àquela observada em outros anos, como mostra a última coluna da tabela.

Tabela 6
Efeitos das transições sobre variações nas horas trabalhadas

Variações nas horas	1986-87	1988-89	1990-91	Pooling (1988)
45-48 (t) para 45-48 em ($t + 1$)				
Com controles	0,042 <i>0,029</i>	-0,318* <i>0,048</i>	0,075 <i>0,062</i>	-0,405* <i>0,050</i>
45-48 (t) para 40-44 em ($t + 1$)				
Com controles	-6,735* <i>0,039</i>	-6,179* <i>0,055</i>	-5,919* <i>0,086</i>	0,428* <i>0,064</i>
40-44 (t) para 45-48 em ($t + 1$)				
Com controles	6,813* <i>0,040</i>	6,420* <i>0,070</i>	6,144* <i>0,086</i>	-0,309* <i>0,078</i>
Número de observações	17108	8932	5116	31156

Obs: (1) Variável omitida é transição de 40-44 (t) para 40-44 em ($t + 1$);

(2) * Variável significativa a 5%;

(3) Desvio-padrão em itálico, robusto para heterocedasticidade.

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 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 essa 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, estatisticamente diferente de zero. Essa redução de 3,2% se mantém quando se agrupam os demais anos da amostra, apesar da precisão do estimador diminuir um pouco.

Em outras palavras, os resultados mostram que aqueles trabalhadores que reduziram a jornada de 45-48 horas para 40-44 horas em 1988 tiveram, em média, 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. No entanto, o aumento do salário real horário e a redução do número médio de horas trabalhadas de quem diminuiu a jornada de 45-48 horas para 40-44 horas entre 1988 e 1989 foram menores, em valor absoluto, do que nos demais anos da amostra.

Tabela 7
Efeitos das transições sobre variações no salário real mensal

Variações no salário mensal	1986-87	1988-89	1990-91	Pooling (1988)
45-48 (<i>t</i>) para 45-48 em (<i>t</i> + 1)				
Com controles	0,046* <i>0,011</i>	-0,032* <i>0,016</i>	0,036 <i>0,022</i>	-0,111* <i>0,018</i>
45-48 (<i>t</i>) para 40-44 em (<i>t</i> + 1)				
Com controles	-0,011 <i>0,013</i>	-0,032* <i>0,014</i>	-0,031 <i>0,022</i>	-0,032 <i>0,017</i>
40-44 (<i>t</i>) para 45-48 em (<i>t</i> + 1)				
Com controles	0,045* <i>0,013</i>	0,031 <i>0,019</i>	0,037 <i>0,022</i>	-0,034 <i>0,022</i>
Número de observações	17108	8932	5116	31156

Obs: (1) Variável omitida é transição de 40-44 (*t*) para 40-44 em (*t* + 1);
(2) * Variável significativa a 5%;
(3) Desvio-padrão em itálico, robusto para heterocedasticidade.

Em suma, os resultados do exercício mostram que:

- 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;
- o grupo afetado pela mudança, o de trabalhadores com jornadas entre 45 e 48 horas por semana em 1988, teve uma probabilidade um pouco maior do que o grupo de controle de estar desempregado em 1989, mas esse efeito não é maior do que o observado nos demais anos da amostra;
- o grupo de tratamento em 1988 teve uma probabilidade 1,2% menor do que o grupo de controle de ficar sem emprego em 1989, o que é significativamente menor do que nos demais anos;
- o grupo afetado em 1988 também teve uma probabilidade 0,91% menor do que o grupo de controle de passar para um emprego sem carteira assinada em 1989, mas esse efeito é semelhante ao observado nos demais anos;
- a redução de jornada de trabalho implicou um aumento do salário real horário em relação ao salário de quem não sofreu alteração na jornada de 40-44 horas semanais entre 1988 e 1989, mas esse aumento foi inferior ao observado nos outros anos.

5. 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 ficar desempregado em 1989, diminuíram a sua probabilidade de sair da força de trabalho em 1989 e implicaram um aumento do salário real horário em relação aos demais trabalhadores. Esses resultados indicam que, ao menos no curto prazo (12 meses), a redução de jornada não teve efeitos negativos sobre 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, devemos considerar que a jornada de trabalho de 48 horas era excessivamente alta. Na verdade, quase a metade dos trabalhadores já trabalhava menos de 48 horas por semana em 1988.

Em segundo lugar, como discutido na seção 4.1, a Constituição de 1988 alterou outros importantes parâmetros dos custos trabalhistas, além da redução da jornada de trabalho: houve aumentos da remuneração da hora extra, dos encargos salariais e do custo fixo do emprego. O modelo teórico nos diz que deveríamos esperar um efeito positivo sobre o emprego (no que diz respeito à substituição de horas por trabalhador) 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. Por outro lado, todas as alterações contribuíram para aumentar o custo do trabalho em relação aos outros fatores. O que medimos, no exercício empírico, é o efeito líquido desses impactos positivos e negativos, sendo impossível separá-los. Os resultados sugerem que os impactos positivos sobre o emprego parecem ter sido mais fortes, pelo menos no curto prazo, medido aqui pelo intervalo de 12 meses.

Em terceiro lugar, é preciso considerar que as condições de funcionamento da economia brasileira em 1988 eram muito diferentes das vigentes atualmente. O grau de abertura comercial, por exemplo, era muito menor, o que permitia facilmente aos setores oligopolizados 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, no entanto, 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.

Finalmente, é importante ressaltar que este artigo apresenta evidências de que as mudanças relacionadas à jornada de trabalho em 1988 não aumentaram a probabilidade de o trabalhador afetado perder o emprego e diminuíram a sua probabilidade de sair da força de trabalho *no ano seguinte* à mudança regulatória. No entanto, é possível que o aumento do custo do trabalho seja um componente 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.

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, 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 de o 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 essa 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

Bauer, T. & Zimmerman, K. (1999). Overtime work and overtime compensation in Germany. IZA Discussion Paper 48.

- Booth, A. & Schiantarelli, F. (1987). The employment effects of a shorter working week. *Economica*, 54:237–248.
- Borjas, G. (1980). The relationship between wages and number of hours worked: The role of division bias. *Journal of Human Resources*, 15:424–434.
- Calmfors, L. (1985). Work-sharing, employment and wages. *European Economic Review*, 27:293–309.
- Crépon, B. & Kramarz, F. (2002). Employed 40 hours or not-employed 39: Lessons from the 1982 mandatory reduction of the workweek. *Journal of Political Economy*. forthcoming.
- DIEESE (1997). O movimento sindical luta pela redução da jornada. Boletim DIEESE, nº 197.
- Ehrenberg, R. (1971). Heterogeneous labor, the internal labor market and the dynamics of the employment-hours decision. *Journal of Economic Theory*, 3:85–104.
- 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. & Corseuil, C. H. (2001). Emprego industrial no Brasil: Uma análise de curto e longo prazos. *Revista Brasileira de Economia*, 55(4):467–491.
- Gonzaga, G., Menezes-Filho, N., & Camargo, J. M. (2000). Efeitos da redução da jornada de trabalho sobre o mercado de trabalho no Brasil. Relatório de atividades, Ministério do Trabalho.
- Hamermesh, D. (1993). *Labor Demand*. Princeton University Press.
- Hart, R. (1984). Worksharing and factor prices. *European Economic Review*, 24:165–188.
- Hoel, M. (1986). Employment and allocation effects of reducing the length of the workday. *Economica*, 53:75–85.
- Hunt, J. (1999). Has work-sharing worked in Germany? *Quarterly Journal of Economics*, 114(1):117–148.

Kapteyn, A., Kalwij, A., & Zaidi, A. (2000). The myth of worksharing. IZA Discussion Paper 188.

Machado, D. (1998). Jornada e flexibilidade do mercado de trabalho: O caso brasileiro. Dissertação de Mestrado, IE-UFRJ.

Pereira, R. & Gonzaga, G. (2001). A partilha do trabalho e a demanda dinâmica por trabalhadores e horas. *Revista Brasileira de Economia*, 55(1):5–32.

Anexo

Probabilidades de transição para desemprego – com controles

Procura emprego em $t + 1$	1986-87	1988-89	1990-91	Pooling (1988)
Bahia	0,0029 0,0062	0,0025 0,0077	−0,0016 0,0084	0,0030 0,0086
Rio Grande do Sul	0,0133* 0,0056	0,0041 0,0050	0,0167 0,0094	−0,0107 0,0065
Rio de Janeiro	0,0006 <i>0,0041</i>	0,0004 <i>0,0047</i>	0,0035 <i>0,0058</i>	−0,0024 <i>0,0054</i>
Pernambuco	0,0202* <i>0,0070</i>	0,0175* <i>0,0082</i>	−0,0029 0,0092	0,0103 0,0093
São Paulo	0,0055 <i>0,0046</i>	0,0032 <i>0,0051</i>	0,0064 0,0069	−0,0027 0,0059
Minas Gerais	−0,0088 <i>0,0051</i>	0,0039 <i>0,0053</i>	−0,0027 0,0059	0,0070 0,0063

Obs: (1) * Variável Significante a 5%;
(2) Desvio-padrão em itálico, robusto para heterocedasticidade.