

Gonzaga, Gustavo; Leite, Phillippe G.; Machado, Danielle Carusi

Working Paper

Quem trabalha muito e quem trabalha pouco no Brasil?

Texto para discussão, No. 471

Provided in Cooperation with:

Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

Suggested Citation: Gonzaga, Gustavo; Leite, Phillippe G.; Machado, Danielle Carusi (2003) : Quem trabalha muito e quem trabalha pouco no Brasil?, Texto para discussão, No. 471, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Departamento de Economia, Rio de Janeiro

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/175958>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

TEXTO PARA DISCUSSÃO

No. 471

Quem trabalha muito e quem trabalha
pouco no Brasil?

Gustavo Gonzaga
Phillippe G. Leite
Danielle Carusi Machado



DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
www.econ.puc-rio.br

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PUC-RIO

TEXTO PARA DISCUSSÃO
Nº. 471

QUEM TRABALHA MUITO E QUEM TRABALHA POUCO NO BRASIL?♦

GUSTAVO GONZAGA*
PHILLIPPE G. LEITE**
DANIELLE CARUSI MACHADO*

JANEIRO 2003

♦ Os autores agradecem a Bernardo Silveira e Raquel Tessarolo pela eficiente assistência à pesquisa; a Lauro Mattei e participantes das apresentações nos Encontros da ABEP e da ANPEC, e em *workshops* no CEDEPLAR e na PUC-Rio, pelos comentários e sugestões. Os erros remanescentes são de nossa responsabilidade.

* Do Departamento de Economia da PUC-Rio.

** Do Departamento de Economia da PUC-Rio e da ENCE.

Resumo

Na literatura sobre mercado de trabalho brasileiro, existem poucos estudos econométricos sobre o tempo de trabalho. A maior parte das pesquisas sobre jornada de trabalho está focada principalmente em aspectos legais e negociais. O objetivo deste artigo é estudar o perfil dos ocupados em termos de jornada de trabalho no Brasil através dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) nos anos de 1992 e 1999. Procuramos estabelecer a relação entre a jornada de trabalho e as características individuais do trabalhador e da sua ocupação, tais como: experiência profissional, sexo, posição na família, raça, posição na ocupação, setor de atividade, nível educacional e região de moradia (área metropolitana ou não metropolitana e regiões naturais). Estimamos a probabilidade do trabalhador pertencer a três diferentes regimes de horário de trabalho - jornada curta (39 horas ou menos), padrão (40 a 44 horas) ou longa (45 ou mais) - condicionada às suas características e ao seu tipo de ocupação, através do uso do modelo *multinomial logístico*. Os resultados mostram que os três principais fatores que influenciam a determinação do número de horas de trabalho são as características dos indivíduos no tocante ao nível de escolaridade, à composição familiar e ao grau de formalização do emprego. Em particular, verifica-se que os trabalhadores menos educados e com pouca experiência profissional são os mais propensos a exercer jornadas de trabalho longa e padrão. Isto aumenta o potencial de geração de empregos de medidas de redução de jornada de trabalho no Brasil, ao tornar mais provável a substituição de horas por trabalhadores.

Classificação JEL: J31

Palavras-chave: *jornada de trabalho, alocação de tempo, multinomial logístico.*

1. Introdução

O debate sobre a quantidade de horas trabalhadas tem se intensificado recentemente, principalmente nos países europeus. Por um lado, há uma preocupação com o efeito de cargas horárias de trabalho extensas sobre a qualidade de vida dos trabalhadores. Por outro lado, surgem propostas de redução e flexibilização das horas de trabalho como solução para enfrentar o problema da escassa criação de postos de trabalho. O enfoque desse debate relaciona-se principalmente aos possíveis efeitos positivos que a redução das horas de trabalho teria sobre o nível de emprego. A idéia que permeia o debate é a controversa noção de partilha do trabalho (*work-sharing*), que sustenta que a redução de jornada de trabalho permite que o mesmo trabalho seja repartido por mais trabalhadores.¹

Um aspecto fundamental nesse debate se refere a substitutibilidade dos trabalhadores que fazem horas extras pelos trabalhadores desempregados. Bauer e Zimmerman (1999) argumentam que quão mais próximo for o nível de qualificação desses dois grupos de trabalhadores, maior é o potencial de criação de emprego de propostas de redução de jornada de trabalho, apesar dos efeitos negativos resultantes de aumento do custo da hora trabalhada. Os autores mostram, por exemplo, que na Alemanha os trabalhadores que fazem hora extra são muito mais qualificados do que os trabalhadores desempregados, o que confere ceticismo ao potencial de criação de emprego dessas propostas naquele país.

O objetivo principal desse artigo é investigar em maior profundidade as características dos trabalhadores que exercem horas extras (jornadas longas, com mais de 44 horas), que trabalham a jornada padrão (40 a 44 horas) ou jornadas curtas (inferiores às 40 horas) no Brasil.² Em particular, de forma a analisar a questão colocada acima, investiga-se qual a relação entre nível de escolaridade e probabilidade de trabalhar jornadas longas. Procuramos identificar, também, em que setores e sob que formas de ocupação os trabalhadores em cada uma destas classes de jornada de trabalho estão sendo absorvidos na economia.

No Brasil, a Constituição prevê a jornada de 44 horas semanais e o pagamento de 50% de adicional de horas extras, mas abre espaço para a flexibilização através de acordos coletivos. De fato, tem

¹ A maior parte dos artigos teóricos e empíricos, sobretudo em outros países, contesta a capacidade deste tipo de medida gerar mais emprego (ver Kapteyn et al. (2000) para uma resenha sobre o tema). Em artigo recente sobre o caso brasileiro, Gonzaga, Menezes-Filho e Camargo (2003) não encontraram um efeito negativo sobre o emprego no curto prazo do conjunto de medidas associadas à redução da jornada de trabalho estabelecido pela Constituição de 1988. Ver, também, Machado (1998) para uma ampla discussão sobre o tema.

² Essa classificação é a adotada pelo IBGE. A jornada de trabalho legalmente estabelecida no Brasil é de 44 horas semanais. No entanto, optamos por seguir a classificação do IBGE e definir a classe horária padrão entre 40 e 44 horas.

sido comum o estabelecimento de acordos entre sindicatos e firmas no Brasil que prevêem reduções da jornada de trabalho e esquemas com horários alternativos, como adoção do banco de horas e contratação de empregados em tempo parcial. Não é intenção desse artigo avaliar esses mecanismos institucionais nem o seu impacto sobre o nível de emprego, mas sim traçar um perfil da distribuição dos trabalhadores brasileiros em termos de horas de trabalho.

A análise é feita com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) para os anos de 1992 (primeiro ano após a reformulação dessa pesquisa) e 1999 (último ano disponível para a década de 90). O universo de análise foi delimitado de forma a incluir apenas os indivíduos com idades entre 18 e 61 anos, que não freqüentam a escola e que declaram estar ocupados na semana de referência da pesquisa.³ As variáveis selecionadas para explicar o padrão de jornada foram: experiência profissional⁴, sexo, posição na família, raça, posição na ocupação, setor de atividade, nível educacional e região de moradia (área metropolitana ou não metropolitana e regiões naturais).

Estimamos as probabilidades do trabalhador pertencer a cada uma das três classes de jornada de trabalho - curta, padrão e longa - condicionadas às suas características individuais e ao seu tipo de ocupação através do modelo *multinomial logístico*.⁵

O artigo está organizado da seguinte forma. Na seção 2, descrevemos a base de dados e apresentamos a metodologia do modelo utilizado. Na seção 3, apresentamos os resultados das estimativas do modelo. A seção 4 conclui.

2. Descrição dos dados e especificação do modelo

A tabela 1 apresenta a média das horas de trabalho para as diversas desagregações permitidas pelos dados para os anos de 1992 e 1999. A tabela mostra que a jornada de trabalho média no Brasil em

³ O universo de análise exclui os trabalhadores rurais, os ocupados na agricultura ou em outras atividades não classificadas pelo IBGE. É importante frisar que não restringimos o nosso universo aos empregados, incluindo na análise os autônomos e empregadores. Desta forma, o número de horas trabalhadas pode ser influenciado por fatores ligados ao mercado de trabalho propriamente dito (fenômenos de oferta e demanda de trabalho), bem como às variações nos bens e serviços produzidos/oferecidos pelos empregadores e trabalhadores por conta própria.

⁴ Experiência profissional é mensurada como sendo a idade do trabalhador menos a idade de entrada no mercado de trabalho.

⁵ Não é objeto deste trabalho estimar o número de horas trabalhadas, e, portanto, construir uma curva de oferta de trabalho. Vários estudos estimam a jornada de trabalho a partir do modelo *tobit*. Como o nosso interesse é identificar somente o perfil dos trabalhadores que têm mais ou menos chances de trabalhar muito ou pouco, utilizamos para o processo de estimação o modelo multinomial logístico, criando uma tipologia específica para o que consideramos jornada curta, padrão ou longa.

1999 permanece praticamente constante - em torno de 43 horas semanais - em relação ao ano de 1992.

A desagregação por escolaridade revela que no Brasil, ao contrário de outros países,⁶ os mais escolarizados trabalham menos. Entre 1992 e 1999, no entanto, ocorre uma redução da diferença entre as jornadas de trabalho dos mais e menos escolarizados. Como pode ser observado na tabela 1, a jornada de trabalho média é, nos dois anos, superior para os trabalhadores com cinco a oito e um a quatro anos de estudos e menor para os trabalhadores mais educados. Os trabalhadores mais educados são os únicos com elevação da jornada de trabalho média entre 1992 e 1999 – essa variação é de 1,1% e de 0,8% para os que têm de 9 a 12 e mais de 13 anos de estudos, respectivamente.

A desagregação por gênero mostra que os homens trabalham em média 6 horas a mais que as mulheres. Este é um fato estilizado observado em vários países do mundo, o que é normalmente explicado pela forma de participação das trabalhadoras na economia. Como grande parte das mulheres possui um papel fundamental no contexto familiar, acumulam dupla jornada de trabalho (doméstica e profissional). Assim, para um dado nível salarial, elas acabam quase sempre trabalhando um montante de horas usualmente inferior ao dos homens. Entre 1992 e 1999, há uma redução da jornada de trabalho média mais forte para os homens (0,7%) do que para as mulheres (0,2%). Além disso, o diferencial de horas de trabalho semanais entre homens e mulheres caiu em 3,5%, fato que indica uma diminuição da distinção da jornada de trabalho por gênero. Este fenômeno pode ser explicado por diversos fatores, como mudanças tecnológicas, culturais e econômicas. Vários postos de trabalho, tradicionalmente ocupados por trabalhadores do sexo masculino, como na indústria, também passaram a absorver trabalhadoras. Além disso, há um aumento da participação do setor serviços na ocupação total ao longo dos anos 90, setor que usualmente emprega muitas mulheres.

Tanto em 1992 quanto em 1999, os trabalhadores não brancos possuem carga horária de trabalho maior que a dos brancos – 0,7% e 0,9%, respectivamente. Os trabalhadores brancos apresentam redução de 0,7% do número médio de horas trabalhadas entre 1992 e 1999, enquanto para os não brancos, a redução foi de 1,0%.

⁶ Note que retiramos do nosso universo os trabalhadores ocupados que freqüentam a escola, o que poderia de alguma forma estar relacionado a esse fato.

Os trabalhadores cônjuges têm a menor jornada de trabalho média (39,1 horas, em 1999), mas são os únicos que apresentam um aumento (2,0%) no número médio de horas de trabalho entre 1992 e 1999. Os chefes de família, por outro lado, dispõem mais horas no mercado de trabalho – 45 horas semanais, em média – e, entre 1992 e 1999, a variação da jornada é negativa em 0,9%.

Entre 1992 e 1999, há um aumento de 0,1% da jornada de trabalho média dos trabalhadores ocupados no setor da administração pública. Esse setor estabelece usualmente regimes horários menos intensos. Em todos os demais setores, observa-se queda no número médio de horas de trabalho, sendo mais expressiva a ocorrência no setor de construção civil (1,3%). Os trabalhadores ocupados nesse setor e no comércio são os que cumprem cargas horárias médias de trabalho mais altas, em torno das 46 e 45 horas semanais, respectivamente.

Os funcionários públicos são os que menos trabalham em média na semana (cerca de 37 horas), enquanto que os empregadores exercem jornadas de trabalho de aproximadamente 49 horas e os empregados com carteira de trabalho assinada tendem a cumprir a legislação, tendo carga horária de trabalho em torno das 44 horas. Os empregados sem carteira assinada, por sua vez, exercem uma jornada de trabalho mais baixa (de aproximadamente 42 horas na semana). Já os trabalhadores por conta própria trabalham em média entre 43 e 44 horas na semana.

Entre 1992 e 1999, acompanhando de alguma forma a tendência apresentada na análise setorial (aumento da jornada de trabalho média para os trabalhadores ocupados na administração pública), os funcionários públicos têm elevação da jornada média de trabalho (1,3%). Para os empregados com carteira de trabalho assinada e para os empregadores, a jornada de trabalho média praticamente não variou (0,03% e 0,2%, respectivamente). Os empregados sem carteira assinada tiveram a maior contração da jornada de trabalho média entre esses dois anos (2,9%), seguidos dos trabalhadores por conta própria (1,6%).

Com exceção do Nordeste, onde a jornada de trabalho média está em torno de 42 horas semanais, as demais regiões possuem jornadas médias de trabalho entre 43 e 44 horas. De 1992 a 1999, a redução da jornada de trabalho média ocorre em todas as regiões, sendo mais expressiva na região Nordeste (1,3%).

A tabela 2 fornece as frequências relativas dos trabalhadores para cada classe de jornada de trabalho (curta, padrão e longa). De 1992 a 1999, os trabalhadores ocupados com jornada de trabalho superior às 44 horas semanais e com jornada padrão reduzem sua participação em 0,4 e 0,3 ponto percentual no total de ocupados, respectivamente. Por outro lado, há aumento da proporção de

trabalhadores ocupados com jornadas curtas (0,8 ponto percentual). No ano de 1999, cerca de 40% dos trabalhadores pertencem aos regimes horários caracterizados como longo e padrão, e 19% dos ocupados cumprem jornada de trabalho curta.

Uma forma de aperfeiçoar esta análise é estimar a probabilidade do trabalhador pertencer a uma determinada classe de jornada de trabalho controlando por suas características. Usamos o modelo *multinomial logístico*⁷ para estimarmos a influência das características individuais sobre as probabilidades de um determinado trabalhador pertencer a cada um dos três grupos de jornada de trabalho simultaneamente.

As probabilidades do trabalhador ter jornadas em cada uma das três categorias são descritas abaixo:

$$P(\text{jornada padrão}) = P_p = \frac{\exp(\beta_p'x)}{\sum_{j=c,p,l} \exp(\beta_j'x)} = \frac{1}{1 + \sum_{j=c,l} \exp(\beta_j'x)}$$

$$P(\text{jornada curta}) = P_c = \frac{\exp(\beta_c'x)}{1 + \sum_{j=c,l} \exp(\beta_j'x)}, \forall j = \text{curta; padrão; longa}$$

$$P(\text{jornada longa}) = P_l = \frac{\exp(\beta_l'x)}{1 + \sum_{j=c,l} \exp(\beta_j'x)}$$

Calculamos o impacto de *mudanças* marginais nas variáveis explicativas x_k sobre as probabilidades P_j . Os efeitos marginais (as variações percentuais da probabilidade do evento ocorrer quando uma determinada variável independente é modificada) são calculados a partir dos coeficientes estimados ($\hat{\beta}$), conforme abaixo:

$$\frac{\partial P_j}{\partial x_k} = P_j \left(\hat{\beta}_{j_k} - \sum_{j=c,l} P_j \hat{\beta}_{j_k} \right) \quad \forall j = \text{curta; padrão; longa}$$

Quando a variável é discreta (uma *dummy* para sexo, por exemplo), o efeito marginal mede a diferença entre a probabilidade do indivíduo ter uma ou outra característica. Já quando a variável é contínua, o efeito marginal mede em quanto muda a probabilidade quando há um aumento de uma unidade desta característica, como, por exemplo, um ano a mais de estudo.

⁷ Neste modelo existe a hipótese de que não existe ordenação entre as categorias definidas, conforme ressalta Powers e Xie (2000).

O modelo ajustado é composto pelo vetor X de características, dado por:

$$g(\mu) = \alpha + \beta_1.\text{sexo} + \beta_2.\text{experiência} + \beta_3.\text{experiência}^2 + \beta_4.\text{posição no domicílio} + \\ + \beta_5.\text{anos de estudo} + \beta_6.\text{região metrop} + \beta_7.\text{raça} + \\ + \gamma.\text{posição na ocupação} + \lambda.\text{setor de atividades} + \delta.\text{região}$$

onde as variáveis que recebem valor um são: ser mulher; ser chefe de família⁸; ser morador da região metropolitana, ser negro/pardo. O símbolo γ representa um vetor de coeficientes para o conjunto de variáveis *dummy* para a posição na ocupação; λ para o conjunto de variáveis *dummy* de setor de atividade e δ para o conjunto de variáveis *dummy* de região.

3. Resultados Empíricos

Na tabela 3, apresentamos os resultados da estimação da regressão multinomial logística. Os coeficientes estimados, apesar de não descreverem os efeitos marginais, refletem o impacto de mudanças no vetor de variáveis independentes sobre a probabilidade de se ter jornada de trabalho curta, padrão ou longa. Os sinais dos coeficientes indicam se o trabalhador, ao possuir uma característica individual específica, tem sua probabilidade de estar numa determinada classe de jornada de trabalho aumentada (sinal positivo) ou reduzida (sinal negativo), em relação à classe de jornada de trabalho omitida, que no nosso caso é a jornada de trabalho padrão.

Duas formas alternativas e mais intuitivas de interpretar a importância de cada variável na probabilidade do ocupado trabalhar sob os diferentes regimes de jornada de trabalho são mostradas nas tabelas 5 - onde os efeitos marginais são representados por símbolos - e 4, onde registramos as variações percentuais.

As setas da tabela 5 indicam se um indivíduo com uma determinada característica tem uma probabilidade maior ou menor de ter jornada de trabalho curta. Com relação à posição na ocupação, setor de atividade e região, as variáveis omitidas foram empregadores, construção civil e Norte/Centro-Oeste, respectivamente. Uma melhor forma de visualizar o efeito de um trabalhador ter uma ou outra posição na ocupação, ser de um ou outro setor de atividade e ser morador de uma ou outra região sobre a probabilidade de ter jornada curta é construir um *ranking*. Os números do *ranking* mostram a ordenação dessas desagregações de acordo com seu impacto na probabilidade de um trabalhador ser classificado em uma dada classe de jornada de trabalho.

⁸ Para a regressão, criamos dois grupos de posição na família: chefes e não chefes (filhos, cônjuges e outros).

Entre 1992 e 1999, não houve grandes alterações nos sinais e no ordenamento dos efeitos marginais nas três classes de jornada de trabalho (com exceção das desagregações de raça e experiência), apesar de que a magnitude do efeito marginal em 1999 se altera para alguns grupos.

Os resultados referentes à variável de escolaridade confirmam os resultados da seção 2: verifica-se que o aumento do número de anos de estudos contribui positivamente para a probabilidade do trabalhador possuir jornada de trabalho curta ou padrão. Uma possível interpretação é que, como o retorno à escolaridade no Brasil é muito mais alto do que em outros países, o efeito renda pode ser mais forte para os mais escolarizados, induzindo uma menor oferta de trabalho à medida que os salários ficam mais altos.

Note que esse efeito se reduziu entre 1992 e 1999. Além disso, há uma diminuição do efeito marginal negativo dos anos de estudos sobre a probabilidade de ter jornada de trabalho longa. Ou seja, em 1999, o trabalhador mais escolarizado passa a ter uma probabilidade mais alta de estar num emprego com jornada de trabalho longa do que em 1992, e por outro lado, suas chances de ter ocupações com jornada curta e padrão se reduzem. Esse fato pode estar associado à oferta de trabalhadores mais qualificados, tendo em vista a expansão educacional da população economicamente ativa observada nos últimos anos, mas igualmente a um fenômeno de demanda por trabalhadores mais qualificados em postos de trabalho caracterizados por regimes horários mais intensos.

Quanto ao gênero, os resultados mostram que ser mulher aumenta a probabilidade do trabalhador ocupado ter jornada de trabalho curta e reduz a probabilidade de ter jornada padrão ou longa. Esse resultado, no entanto, torna-se menos intenso entre 1992 e 1999: o efeito marginal positivo da jornada de trabalho curta cai e os efeitos marginais negativos da jornada padrão e longa ficam menos negativos. Este é um indicador de que a inserção da mulher no mercado de trabalho em termos de horas de trabalho, mesmo considerando um intervalo de apenas sete anos, tende a se modificar, confirmando os resultados apresentados na seção 2 de redução do diferencial de horas de trabalho com relação aos homens.

Por posição na família, observa-se que ser chefe de família tem um forte efeito positivo na probabilidade de cumprir jornada de trabalho semanal longa. Esse efeito é ampliado em 1999, comparativamente ao ano de 1992 e, além disso, ocorre aumento do efeito marginal negativo de se trabalhar sob regime horário padrão e curto. Esse resultado mostra-se coerente, tendo em vista que são os chefes os principais responsáveis pelo sustento familiar.

A estrutura familiar parece ter um papel chave na definição de como o trabalhador irá se inserir no mercado de trabalho, sobretudo sobre o volume de horas de trabalho que dedicará à sua atividade profissional semanalmente. Nesse artigo, restringimos a atenção para apenas os dois aspectos sublinhados acima: sexo e posição na família, mas outras variáveis poderiam ser investigadas como a posse de filhos e a renda familiar per capita. As mulheres possuem uma alta probabilidade de trabalharem com jornadas de trabalho curtas, fato que está em conformidade com a literatura sobre horas de trabalho que destaca as várias restrições impostas à sua inserção no mercado de trabalho (afazeres domésticos, presença de filhos, etc). Destaca-se que esse fenômeno está sendo revertido à medida que mais mulheres estão ingressando no mercado de trabalho e que a estrutura familiar está sendo modificada, pois uma proporção maior de mulheres passa a ser chefe de família, tendo um papel fundamental de sustento familiar. As mulheres ocupadas passam a ter um perfil mais compatível com ocupações em regime horário padrão. Muitas mulheres atualmente são chefes de família ou já acumularam experiência no mercado de trabalho. Muitos setores, caracterizados por oferecerem postos de trabalho em regime integral, também passaram a absorver mais mulheres no quadro profissional (por exemplo, indústria).

No tocante à raça, verificamos que ser branco eleva a probabilidade do trabalhador cumprir jornada de trabalho padrão em 1999. Por outro lado, o fato de ser branco contribui negativamente para a probabilidade do trabalhador ter jornada curta ou longa, sendo o efeito marginal nesta última classe horária mais forte.

A experiência profissional, por sua vez, tem um impacto na direção inversa para a classe de jornada de trabalho curta. Tendo em vista que quanto maior o tempo dedicado à atividade profissional, menos espaço para o aumento do nível de escolaridade do trabalhador, pois se torna mais difícil a compatibilização entre trabalho e escola, o efeito marginal sobre a probabilidade de ter jornada de trabalho curta é negativo. Os resultados para o ano de 1999 mostram que os trabalhadores que têm mais experiência, mesmo que não tenham uma bagagem educacional tão elevada, aumentam a probabilidade de ingressar em ocupações com jornada de trabalho padrão e diminuem a de ter empregos com jornada de trabalho longa.

Os resultados evidenciam que a legislação sobre horas influencia a determinação da jornada de trabalho nos postos formais (empregos com carteira de trabalho assinada e funcionários públicos), mas também no emprego à margem da legislação trabalhista – emprego sem carteira assinada. Os trabalhadores com carteira assinada e os funcionários públicos são os que apresentam a maior probabilidade de estarem inseridos na classe de jornada padrão, enquanto que os empregados sem

carteira ocupam a terceira posição no *ranking*. Já para as outras duas posições na ocupação – autônomos e empregadores, que não seguem a legislação, a probabilidade de estarem sob regimes de jornadas longas é comparativamente mais alta, justificável à medida que o seu nível de rendimentos depende diretamente do quanto produzem e vendem. Os trabalhadores autônomos, apesar de quase metade estar concentrada em ocupações com carga horária longa, também possuem maiores chances de trabalhar menos de 40 horas na semana. Como visto na tabela 2, cerca de 26% dos trabalhadores autônomos possui jornada curta.

Para os setores de atividade, o *ranking* mostra que a probabilidade de um trabalhador ocupado na administração pública ou no setor serviços ter jornada de trabalho curta é mais alta que nos demais. Por outro lado, os setores com piores condições de trabalho e que normalmente caracterizam-se por um maior número de trabalhadores ocupados por conta própria (construção civil e comércio), têm mais chances de absorverem trabalhadores em regimes horários mais intensos.

Por localização geográfica, observa-se que os trabalhadores das regiões mais desenvolvidas (Sul e Sudeste) têm uma probabilidade maior de terem jornada de trabalho padrão que os trabalhadores das outras áreas, ocorrendo o inverso para a probabilidade de se ter jornada de trabalho curta.

4. Considerações finais

O número de horas trabalhadas é um componente importante na produção de bens e serviços, influenciando diretamente o nível de rendimentos dos trabalhadores e a sua alocação do tempo. Para determinadas atividades, por exemplo, a jornada de trabalho é estabelecida dentro de alguns limites, podendo ser inviável a adoção de regime de trabalho em tempo parcial. Por outro lado, para alguns trabalhadores que têm características específicas, a atividade profissional não pode ser exercida em período de tempo integral, devido ao conflito com compromissos com outros afazeres, como o estudo ou as atividades familiares, como o cuidado com os filhos.

O cálculo das probabilidades de pertencer a cada uma das classes de jornada de trabalho demonstrou que existem três importantes fatores que influenciam de alguma forma a determinação do número de horas de trabalho: as características dos indivíduos no tocante ao nível de escolaridade, à composição familiar e ao grau de formalização do emprego.

Os resultados mostram que os trabalhadores menos educados e com pouca experiência profissional são os mais suscetíveis a terem que exercer jornadas de trabalho longas, ao contrário dos mais

educados, que por terem um retorno monetário mais alto, podem se dar ao luxo de trabalharem menos ou até mesmo encontrar esquemas horários mais flexíveis. Este resultado aumenta o potencial de geração de empregos de medidas de redução de jornada de trabalho no Brasil, ao menos no que se refere à substituição de trabalhadores e horas.

Verifica-se também que as mulheres têm maior probabilidade de trabalharem sob o regime horário curto, ao contrário dos homens e chefes de família. Com relação às características dos postos de trabalho, são os trabalhadores dos setores da administração pública e serviços que possuem maior probabilidade de ter jornada de trabalho curta, contrastando com os empregados no comércio e na construção civil que amargam jornadas de trabalho mais extensas. A inserção no mercado de trabalho formal, por sua vez, garante que a jornada de trabalho siga de alguma forma a legislação. Os empregados com carteira assinada têm uma probabilidade mais alta que os demais de ter jornada de trabalho padrão, enquanto que os empregadores e conta própria possuem mais chances de terem jornadas de trabalho longas.

5. Referências bibliográficas

BAUER, T. and ZIMMERMAN, K. (1999), “Overtime Work and Overtime Compensation in Germany”, IZA Discussion Paper 48.

GONZAGA, G., MENEZES-FILHO, N., CAMARGO, J.M. (2003), “Os efeitos da redução da jornada de trabalho de 48 para 44 horas semanais sobre o mercado de trabalho no Brasil”, a sair na *Revista Brasileira de Economia*.

KAPTEYN, A., KALWIJ, A. e ZAIDI, A. (2000), “The Myth of Worksharing”, IZA Discussion Paper 188.

MACHADO, D.C. (1998). Jornada e Flexibilidade do Mercado de Trabalho: o Caso Brasileiro. *Dissertação de Mestrado*, IE-UFRJ.

OECD (2000), “Working Hours: latest trends and policy initiatives”, *Employment Outlook*.

POWERS, D.; XIE, Y (2000), *Statistical Methods for Categorical Analysis*, Academic Press.

ANEXO I

Tabela 1 - Jornada de Trabalho Média Semanal nos anos de 1992 e 1999: Brasil

		1992		1999		Variação
		#	m	#	m	
Total		31,386,695	43.58	36,002,284	43.21	-0.84%
Gênero	Masculino	19,380,289	45.90	21,315,910	45.61	-0.65%
	Feminino	12,006,406	39.82	14,686,374	39.74	-0.21%
Raça	Branco	18,666,526	43.42	21,553,435	43.10	-0.74%
	Não Branco	12,719,317	43.81	14,442,322	43.38	-0.98%
Anos de Estudo (*)	Sem estudo	2,812,922	44.37	2,232,096	43.10	-2.87%
	1 a 4 anos	10,532,978	44.81	9,330,314	44.27	-1.21%
	5 a 8 anos	8,129,186	44.71	10,059,992	44.52	-0.41%
	9 a 12 anos	6,698,095	41.98	10,198,734	42.44	1.10%
	13 e ou + anos	3,213,514	39.33	4,181,148	39.67	0.84%
Posição na Ocupação (**)	Funcionário Público (FP)	3,201,330	37.09	3,581,315	37.57	1.28%
	Empregado Com carteira (CC)	14,354,921	44.23	14,591,741	44.21	-0.03%
	Empregado Sem carteira (SC)	5,825,702	43.69	7,719,808	42.43	-2.88%
	Trabalhador por Conta Própria (CP)	6,569,304	44.07	8,269,418	43.39	-1.55%
	Empregador (EMP)	1,435,438	48.88	1,840,002	48.80	-0.16%
Sector	Indústria	6,670,153	44.56	6,317,870	44.28	-0.64%
	Construção Civil	3,015,917	46.09	3,399,415	45.47	-1.33%
	Serviços	14,337,150	42.39	17,637,216	42.04	-0.82%
	Comércio	4,989,604	45.92	6,161,163	45.56	-0.77%
	Administração Pública	2,373,871	39.87	2,486,620	39.91	0.09%
Posição na Família	Chefe	17,911,356	45.36	20,147,621	44.97	-0.86%
	Cônjuge	6,424,911	38.30	8,172,684	39.06	1.97%
	Filho	5,469,507	43.55	6,088,041	42.72	-1.92%
	Outros	1,580,921	44.95	1,593,938	44.28	-1.48%
Área	Metropolitana	13,183,708	43.65	14,297,250	43.44	-0.49%
	Não metropolitana	18,202,987	43.52	21,705,034	43.07	-1.05%
Região	Centro Oeste/Norte	3,638,483	43.91	4,494,988	43.82	-0.19%
	Nordeste	6,036,824	42.79	7,034,550	42.22	-1.32%
	Sudeste	16,596,538	43.75	18,601,437	43.29	-1.06%
	Sul	5,114,850	43.74	5,871,309	43.71	-0.05%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD/IBGE.

Notas: (*) Corresponde ao total de anos de estudo completos.

(**) FP: inclui todos os trabalhadores funcionários públicos estatutários e os militares; SC: são incluídos todos os trabalhadores sem carteira assinada, inclusive os funcionários públicos não estatutários sem carteira assinada; CC: inclui todos os trabalhadores com carteira assinada e os funcionários públicos não estatutários com carteira assinada.

Tabela 2 – Composição dos trabalhadores ocupados pela classe de jornada de trabalho nos anos de 1992 e 1999: Brasil

	1992			1999		
	Jornada curta	Jornada média	Jornada Longa	Jornada curta	Jornada média	Jornada Longa
Original	18.1%	39.9%	42.0%	18.9%	39.6%	41.5%
Gênero						
Homens	9.0%	41.7%	49.3%	10.2%	40.6%	49.2%
Mulheres	32.8%	37.0%	30.2%	31.5%	38.1%	30.4%
Grupos de experiência						
0 a 9 anos	17.7%	43.3%	39.1%	18.0%	43.0%	39.0%
10 a 19	17.1%	41.2%	41.7%	17.6%	40.9%	41.5%
20 a 29	18.3%	38.8%	42.9%	19.0%	39.3%	41.8%
30 a 39	19.0%	37.4%	43.6%	20.3%	37.3%	42.5%
40 e +	20.3%	35.7%	43.9%	21.5%	34.8%	43.7%
Posição na família						
Chefe	12.5%	39.6%	48.0%	13.7%	38.5%	47.8%
Não chefe	25.6%	40.4%	34.0%	25.4%	41.0%	33.5%
<i>Posição na ocupação</i>						
Funcionário Público	38.5%	47.2%	14.3%	33.9%	51.3%	14.8%
Com carteira	9.2%	51.2%	39.6%	9.8%	49.2%	41.0%
Sem carteira	21.6%	30.5%	47.8%	23.5%	34.0%	42.6%
Conta-própria	26.0%	23.5%	50.5%	26.1%	25.8%	48.1%
Empregador	10.8%	24.5%	64.6%	9.8%	26.6%	63.6%
<i>Setor de atividades</i>						
Indústria	6.5%	54.1%	39.3%	7.7%	52.6%	39.7%
Construção	2.7%	44.4%	53.0%	5.7%	41.4%	52.9%
Serviços	26.6%	33.0%	40.5%	25.9%	34.9%	39.2%
Comércio	14.8%	31.7%	53.5%	15.8%	31.5%	52.8%
Administração Pública	25.8%	53.9%	20.4%	23.2%	57.5%	19.3%
Grupos etários						
18 a 24 anos	15.0%	42.3%	42.7%	16.0%	42.4%	41.6%
25 a 34 anos	17.2%	40.9%	41.9%	17.4%	40.5%	42.1%
35 a 44 anos	19.3%	39.1%	41.6%	19.5%	39.3%	41.1%
45 a 54 anos	20.6%	37.7%	41.7%	21.6%	37.5%	40.9%
55 a 61 anos	21.7%	36.2%	42.0%	22.8%	35.2%	42.0%
Grupos Educacionais						
0 anos	16.7%	29.5%	53.8%	18.2%	29.4%	52.4%
1 a 4 anos	15.9%	35.8%	48.3%	17.3%	34.4%	48.3%
5 a 8 anos	15.5%	41.0%	43.4%	16.6%	38.8%	44.6%
9 a 12 anos	21.0%	45.3%	33.7%	20.2%	44.2%	35.6%
13 e +	26.9%	48.7%	24.4%	25.0%	47.6%	27.4%
Região metropolitana	16.3%	41.6%	42.1%	17.4%	40.4%	42.2%
Região não metropolitana	19.4%	38.7%	41.9%	19.8%	39.1%	41.0%
Região						
Centro Oeste/ Norte	21.9%	33.0%	45.0%	20.4%	34.5%	45.0%
Nordeste	23.9%	33.4%	42.7%	25.1%	33.6%	41.3%
Sudeste	15.9%	41.6%	42.5%	17.0%	41.4%	41.6%
Sul	15.6%	47.2%	37.2%	16.1%	45.0%	38.9%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD/IBGE.

Tabela 3: Resultados do modelo multinomial logístico: coeficiente, desvio-padrão e p-valor

	1992			1999		
	Coefficiente	Desvio-padrão	P-valor	Coefficiente	Desvio-padrão	P-valor
R²	0.1311			0.1074		
Jornada Curta						
<i>Mulher</i>	1.0947	0.0319	0.0000	0.9694	0.0288	0.0000
<i>Experiência</i>	0.0011	0.0040	0.7740	-0.0029	0.0037	0.4210
<i>Experiência²</i>	0.0001	0.0001	0.1500	0.0002	0.0001	0.0050
<i>Chefe</i>	-0.0982	0.0317	0.0020	-0.1097	0.0280	0.0000
<i>Raça: Branco/amarelo</i>	0.0326	0.0282	0.2480	-0.0875	0.0260	0.0010
<i>Anos de estudo</i>	-0.0008	0.0034	0.8150	-0.0022	0.0032	0.4890
<i>Posição na ocupação</i>						
Funcionario Público	-0.0678	0.0838	0.4190	0.1697	0.0768	0.0270
Com carteira	-1.0862	0.0784	0.0000	-0.7420	0.0713	0.0000
Sem carteira	-0.0927	0.0825	0.2610	0.2673	0.0731	0.0000
Conta-própria	0.7107	0.0796	0.0000	0.9341	0.0714	0.0000
<i>Setor de atividades</i>						
Indústria	1.0861	0.0939	0.0000	0.4495	0.0689	0.0000
Serviços	2.1789	0.0878	0.0000	1.4557	0.0612	0.0000
Comércio	1.7093	0.0924	0.0000	1.1101	0.0661	0.0000
Administração Pública	1.9745	0.0972	0.0000	1.0819	0.0753	0.0000
<i>Região metropolitana</i>	-0.0926	0.0259	0.0000	-0.0567	0.0242	0.0190
<i>Região</i>						
Nordeste	0.0871	0.0380	0.0220	0.2389	0.0340	0.0000
Sudeste	-0.3038	0.0351	0.0000	-0.1604	0.0323	0.0000
Sul	-0.4498	0.0426	0.0000	-0.2777	0.0394	0.0000
<i>Intercepto</i>	-2.6904	0.1365	0.0000	-2.3002	0.1049	0.0000
Jornada Longa						
<i>Mulher</i>	-0.3297	0.0252	0.0000	-0.2959	0.0225	0.0000
<i>Experiência</i>	0.0036	0.0032	0.2600	-0.0012	0.0029	0.6760
<i>Experiência²</i>	-0.0002	0.0001	0.0000	-0.0001	0.0001	0.0460
<i>Chefe</i>	0.2536	0.0248	0.0000	0.2781	0.0223	0.0000
<i>Raça: Branco/amarelo</i>	0.0575	0.0219	0.0090	-0.1135	0.0205	0.0000
<i>Anos de estudo</i>	-0.0772	0.0026	0.0000	-0.0649	0.0025	0.0000
<i>Posição na ocupação</i>						
Funcionário Público	-1.8825	0.0644	0.0000	-1.7630	0.0581	0.0000
Com carteira	-1.2828	0.0510	0.0000	-1.0911	0.0447	0.0000
Sem carteira	-0.7208	0.0556	0.0000	-0.7861	0.0482	0.0000
Conta-própria	-0.4695	0.0544	0.0000	-0.4706	0.0473	0.0000
<i>Setor de atividades</i>						
Indústria	0.0833	0.0368	0.0240	0.0066	0.0362	0.8550
Serviços	0.6281	0.0350	0.0000	0.4623	0.0332	0.0000
Comércio	0.7488	0.0389	0.0000	0.6884	0.0369	0.0000
Administração Pública	-0.0331	0.0536	0.5370	-0.1952	0.0530	0.0000
<i>Região metropolitana</i>	0.0405	0.0199	0.0410	0.0749	0.0188	0.0000
<i>Região</i>						
Nordeste	-0.1453	0.0307	0.0000	-0.1579	0.0279	0.0000
Sudeste	-0.1757	0.0275	0.0000	-0.1972	0.0255	0.0000
Sul	-0.4393	0.0327	0.0000	-0.3245	0.0303	0.0000
<i>Intercepto</i>	1.2730	0.0826	0.0000	1.3616	0.0677	0.0000

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD/IBGE.

Tabela 4: Efeitos Marginais no Modelo multinomial logístico

	1992			1999		
	dP_e/dx	dP_p/dx	dP_l/dx	dP_e/dx	dP_p/dx	dP_l/dx
<i>Mulher</i>	0.1873	-0.0239	-0.1634	0.1716	-0.0238	-0.1478
<i>Experiência</i>	-0.0001	-0.0007	0.0008	-0.0004	0.0004	-0.0001
<i>Chefe</i>	-0.0338	-0.0354	0.0692	-0.0386	-0.0375	0.0761
<i>Raça: Branco/amarelo</i>	0.0005	-0.0120	0.0115	-0.0045	0.0252	-0.0207
<i>Anos de estudo</i>	0.0057	0.0130	-0.0188	0.0047	0.0108	-0.0156
<i>Posição na ocupação</i>						
Funcionário Público	0.1329	0.3204	-0.4533	0.1641	0.2772	-0.4414
Com carteira	-0.0636	0.2935	-0.2299	-0.0281	0.2349	-0.2068
Sem carteira	0.0410	0.1275	-0.1685	0.1025	0.1093	-0.2118
Conta-própria	0.1410	0.0273	-0.1683	0.1799	0.0076	-0.1875
<i>Setor de atividades</i>						
Indústria	0.1547	-0.0925	-0.0622	0.0683	-0.0347	-0.0336
Serviços	0.2752	-0.2627	-0.0125	0.1866	-0.1848	-0.0018
Comércio	0.1965	-0.2490	0.0525	0.1160	-0.1962	0.0802
Administração Pública	0.2952	-0.1372	-0.1580	0.1809	-0.0488	-0.1322
<i>Região metropolitana</i>	-0.0168	-0.0001	0.0169	-0.0145	-0.0081	0.0226
<i>Região</i>						
Nordeste	0.0240	0.0181	-0.0420	0.0490	0.0081	-0.0571
Sudeste	-0.0317	0.0514	-0.0197	-0.0091	0.0444	-0.0353
Sul	-0.0333	0.1061	-0.0728	-0.0171	0.0741	-0.0570

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD/IBGE.

Tabela 5: Resumo dos Resultados do Modelo Multinomial Logístico

	1992			1999		
	P _c	P _p	P _l	P _c	P _p	P _l
<i>Ser Mulher</i>	↑	↓	↓	↑	↓	↓
<i>Mais Experiente</i>	↓	↓	↑	↓	↑	↓
<i>Ser Chefe de Família</i>	↓	↓	↑	↓	↓	↑
<i>Ser Branco/amarelo</i>	↑	↓	↑	↓	↑	↓
<i>Ter mais Anos de Estudo</i>	↑	↑	↓	↑	↑	↓
<i>Ser morador de Região metropolitana</i>	↓	↓	↑	↓	↓	↑
<i>Posição na ocupação</i>		Ranking			Ranking	
Funcionário Público	2	1	5	2	1	5
Com carteira	5	2	4	5	2	3
Sem carteira	3	3	3	3	3	4
Conta-própria	1	4	2	1	4	2
Empregador	4	5	1	4	5	1
<i>Setor de atividade</i>						
Indústria	4	2	4	4	2	4
Serviços	2	5	3	1	4	3
Comércio	3	4	1	3	5	1
Administração Pública	1	3	5	2	3	5
Construção Civil	5	1	2	5	1	2
<i>Região</i>						
Nordeste	1	3	3	1	3	4
Sudeste	3	2	2	3	2	2
Sul	4	1	4	4	1	3
Centro-Oeste/Norte	2	4	1	2	4	1

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD/IBGE.

Textos para discussão

A lista completa dos textos para discussão do Departamento de Economia da PUC-Rio, bem como os arquivos eletrônicos dos artigos mais recentes (publicados a partir de 1997) pode ser obtida no nosso site no endereço [HTTP://www.econ.puc-rio.br](http://www.econ.puc-rio.br)

0451 – MALDONADO, W.L. ; MOREIRA, H. A contactive method for computing the stationary solution of th Euler equation . dez. 2001, 14 p.

0452 - BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.H.G.; LEITE, P.G. Beyond Oaxaca-Blinder: accounting for differences in household income distributions across countries. março 2002, 54p.

0453 - SOUZA, L.; VEIGA, A.; MEDEIROS, M.C. Evaluating the performance of GARCH models using White's Reality Check. abril 2002, 24p.

0454 - ABREU, M. de P. Keynes e As Conseqüências Econômicas da Paz. abril 2002, 20p.

0455 - ALBERNAZ, A.; FERREIRA, F.H.G.; FRANCO, C. Qualidade e equidade na educação fundamental brasileira. maio 2002, 30p.

0456 - FERREIRA, F.H.G.; LEITE, P.G. Educational expansion and income distribution. A Micro-Simulation for Ceará. maio 2002, 29p.

0457 - ABREU, M. de P. Política comercial brasileira: limites e oportunidades. maio 2002, 22p.

0458 - GONZAGA, G.; MENEZES FILHO, N.A.; CAMARGO, J.M. Os efeitos da redução da jornada de trabalho de 48 para 44 horas semanais em 1988. maio 2002, 28p.

0459 - CARNEIRO, D.D.; WU, T. Câmbio, juros e o movimento de reservas: Faz sentido o uso de um "quebra-molas"? jan. 2002, 17p.

0460 - TORRES-MARTÍNEZ, J.P. Fixed point theorems via Nash Equilibria. jul. 2002, 5p.

0461 - MEDEIROS, M.C.; TERÄSVIRTA, T.; RECH, G. Building neural networks models for time series: a statistical approach. agosto 2002, 48p.

0462 - CARNEIRO, D.D.; MONTEIRO, A.M.D.; WU, T. Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA. agosto 2002, 25p.

0463 - GONZAGA, G.; MENEZES FILHO, N.; TERRA, C. Trade liberalization and evolution of skill earnings differentials in Brazil. setembro 2002, 33p.

0464 - GARCIA, M.G. Public debt management, monetary policy and financial institutions, junho 2002, 56p.

0465 - GOLDFAJN, I.; SILVEIRA, M.A. Should government smooth exchange rate risk? junho 2002, 38p

0466 - GARCIA, M.G.P. Brazil in the 21st century: How to escape the high real interest trap? outubro 2002, 30p.

0467 - WERNECK, R.L.F. Reforma tributária: urgência, desafios e descaminhos. outubro 2002, 21p.

0468 - ABREU, M. P. The political economy of economic integration in the Americas: Latin American interests. dezembro 2002, 31p.

0469 - ROSA, J.C.; VEIGA, A.; MEDEIROS, M.C. Three-structured smooth transition regression models based on CART algorithm. janeiro 2003, 32p.

0470 - FARÍÑAS, M. S.; PEDREIRA, C.E.; MEDEIROS, M.C. Local-global neural networks: a new approach for nonlinear time series modelling. janeiro 2003

Departamento de Economia PUC-Rio
Pontificia Universidade Católica do Rio de Janeiro
Rua Marques de São Vicente 225 - Rio de Janeiro 22453-900, RJ
Tel.(21) 31141078 Fax (21) 31141084
www.econ.puc-rio.br
flavia@econ.puc-rio.br