

# Redução da Jornada de Trabalho e Impacto na Distribuição dos Salários Paranaenses em 2012

## *Labor Shift Reduction and Impact on Distribution of Wages in State of Parana in 2012*

## *Reducción de la Jornada Laboral e Impacto en la Distribución de los Salarios en Paraná - 2012*

Magno Rogério Gomes\*, Fabiano Prado Pedroso\*\*,  
Solange de Cassia Inforzato de Souza\*\*\*, Umberto Antonio Sesso Filho\*\*\*\*

### RESUMO

O presente artigo tem como objetivo analisar os efeitos da redução da jornada de trabalho na distribuição de salários no Estado do Paraná a partir dos microdados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) de 2012. Para isso, utiliza-se a distribuição de Pareto, a curva de Lorenz e o Índice de Gini. Em um cenário em que a jornada de trabalho é reduzida de 44 para 40 horas semanais, o impacto no emprego no Brasil é positivo. Além disso, no Paraná, a concentração na distribuição de rendimentos do trabalho formal diminui. O indicador de Gini para o emprego formal teve uma melhora nos três níveis de escolaridades – fundamental, médio e superior – depois de uma redução da jornada de trabalho.

*Palavras-chave:* Salários. Distribuições. Emprego. Redução da Jornada de Trabalho. Índice de Gini.

### ABSTRACT

This purpose of this article is to analyze the effects of labor shift reduction towards the distribution of wages in the state of Paraná as per micro data base from Annual Social Information Report in 2012 (RAIS). Therefore, Pareto distribution is rendered into it, as well as the Lorenz curve and the Gini Index. In a scenario of labor shift reduction held from 44 to 40 hours, the impact on the employment rate in Brazil seems to be positive. In addition,

---

\* Economista e mestre em Economia Regional pela Universidade Estadual de Londrina, Londrina, Paraná, Brasil. E-mail: magnorg86@gmail.com

\*\* Economista pela Faculdade Estadual de Ciências Econômicas de Apucarana, Apucarana, Paraná, Brasil. Mestrando em Economia Regional na Universidade Estadual de Londrina, Londrina, Paraná, Brasil. E-mail: fabianopedroso@ymail.com

\*\*\* Economista pela Universidade Estadual de Londrina, Londrina, Paraná, Brasil. Mestre em Ciências Econômicas e doutora em Educação pela Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, São Paulo, São Paulo, Brasil. Atualmente, é professora associada da Universidade Estadual de Londrina. E-mail: solangecassia@uol.com.br

\*\*\*\* Agrônomo pela Universidade de São Paulo, São Paulo, São Paulo, Brasil. Mestre e doutor em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, São Paulo, Brasil. Atualmente, é professor associado da Universidade Estadual de Londrina, Paraná, Brasil. E-mail: umasesso@uel.br

Artigo recebido em agosto/2014 e aceito para publicação em março/2015.

*in Paraná, the concentration in distribution of the formal labor income decreases. The Gini index applied to formal employment had improved in the three levels of education, primary, secondary and superior – after a labor shift reduction.*

*Keywords: Wages. Distribution. Employment. Labor shift reduction. Gini index.*

#### RESUMEN

*Este artículo tiene como objetivo analizar los efectos de la reducción de las horas de trabajo en la distribución de los salarios en el estado de Paraná a partir de los microdatos de RAIS (Relación Anual de Informaciones Sociales) del 2012. Para ello, utilizamos la distribución de Pareto, la curva de Lorenz y el índice de Gini. En un escenario en donde las horas de trabajo se reducen de 44 a 40 horas, el impacto sobre el empleo en Brasil es positivo. Además, en Paraná, la concentración de la distribución de los ingresos formales de trabajo disminuye. El índice de Gini para el empleo formal ha mejorado en los tres niveles de enseñanza – primaria, secundaria y superior – tras una reducción de las horas de trabajo.*

*Palabras clave: Salarios. Distribuciones. Empleo. Reducción de la Jornada Laboral. Índice de Gini.*

## INTRODUÇÃO

As transformações ocorridas na economia brasileira nos anos 2000 refletiram sobre as condições de vida, renda e trabalho da população, particularmente na recuperação do mercado de trabalho e na redução da desigualdade de renda pessoal.

O mercado de trabalho brasileiro reestruturou-se a partir do aumento das ocupações formais e de salários dos trabalhadores. Apesar de ainda ostentar alto nível de concentração de renda, as medidas da desigualdade de renda e dos rendimentos do trabalho no Brasil e no Estado do Paraná apontaram um declínio contínuo e acentuado desde 2001, conforme mostram os trabalhos de Soares (2006), Hoffmann (2005), Ferreira *et al.* (2006), Neri (2006), Barros *et al.* (2006a, 2006b), e Ferreira e Souza (2007).

A jornada de trabalho, nesse contexto, tem sido tema de discussão em diferentes áreas do conhecimento, como a saúde e o bem-estar do trabalhador, assim como no âmbito maior das ciências sociais. Emerge também na esfera econômica, tanto em momentos de crise como de recuperação da economia e do mercado de trabalho.

No entanto, o debate sobre a redução da jornada de trabalho gera controvérsias relevantes nos âmbitos nacional e regional, no que diz respeito aos seus efeitos sobre o emprego e aos rendimentos do trabalhador.

A literatura que trata dos aspectos favoráveis da redução da jornada de trabalho (RJT) mostra que essa redução contribuiria não somente para a criação de novos postos de trabalho, mas também para a diminuição do trabalho informal e precário. O argumento é denominado de partilha do trabalho, *work-sharing*, e a expectativa em relação à redução da jornada de trabalho é de que esta mudança contribuiria para um aumento do emprego formal através do mesmo trabalho ou atividade sendo dividida por mais trabalhadores, e cada um trabalhando menos horas por semana (DIEESE, 2004).

Em contrapartida, a discussão sobre a RJT leva à contestação do possível aumento de empregos e ao questionamento da partilha do trabalho. Essa contestação é embasada no fato de que a RJT aumenta o custo do trabalho em comparação a outros fatores de produção, o que gera a substituição do fator que ficou mais caro – o trabalho – pelos demais fatores, incentiva a informalidade, provoca a queda na produtividade, a demissão de trabalhadores ou o fechamento dos negócios, segundo a Confederação Nacional do Comércio de Bens, Serviços e Turismo (CNC, 2011).

No âmbito da distribuição dos rendimentos, muitos trabalhos divulgados comprovam a queda da desigualdade de renda após 2001 no Brasil e no Paraná, como o estudo feito por Baptistella, Souza e Ferreira (2007), que mostra que houve uma queda no índice de Gini no Paraná, de 0,547 para 0,531, mas a lacuna está na possibilidade de que a RJT possa influenciar esse resultado.

Diante disso, o objetivo deste artigo é analisar os efeitos da redução da jornada de trabalho na distribuição de salários no Estado do Paraná a partir dos microdados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) de 2012. Para isso, aplica-se uma regressão múltipla (MQO) para o Brasil e, partindo do cenário de uma redução da jornada de

trabalho, utiliza-se a distribuição de Pareto para calcular a participação dos salários na população paranaense, e a curva de Lorenz e o índice de Gini para mensurar a distribuição de salário no Paraná.

O artigo está dividido em quatro seções após esta introdução. A segunda reúne a literatura sobre a redução da jornada de trabalho no Brasil, a terceira explica a metodologia e a quarta analisa os resultados da pesquisa. Por fim, são apresentadas as conclusões.

## 1 REDUÇÃO DA JORNADA DE TRABALHO SOBRE O EMPREGO E A DISTRIBUIÇÃO DOS RENDIMENTOS

Na literatura internacional, Crépon e Kramarz (2000) *apud* Gonzaga, Menezes e Camargo (2003) analisaram, utilizando dados longitudinais, os efeitos sobre o mercado de trabalho na França, decorrente de uma redução da jornada de trabalho em 1982, de 40 para 39 horas por semana, e de um aumento nas horas extras. O resultado foi que os trabalhadores que tinham jornada de trabalho de 40 horas semanais em 1981 apresentaram uma probabilidade de estar desempregados, no ano de 1982, de 2,6% a 3,9% maior do que o grupo que trabalhava de 36 a 39 horas por semana.

Segundo Cardoso (2007), nos anos de 1990, o tempo de trabalho francês estava em torno de 39 horas semanais. No final de 1997, a proposta foi de uma redução das horas trabalhadas de 39 para 35 horas. No balanço de 2003, em torno de 70% dos trabalhadores tinham uma jornada de trabalho de 35 horas, com uma maior concentração nas empresas médias e grandes.

Na Alemanha, com a redução da carga horária de 40 para 37 horas por semana, foram criadas 195 mil vagas de emprego na indústria metalúrgica e elétrica, desde 1985, e o lucro das empresas metalúrgicas foi de 30,5%. Em 1988, a jornada de trabalho alemã foi reduzida em uma hora, e mesmo assim o lucro das empresas foi positivo, ficando em 11% (DIEESE, 2004).

Hunt (1999) *apud* Gonzaga, Menezes e Camargo (2003) avalia a variação setorial do tempo máximo de trabalho na Alemanha na década de 1980. Estudou-se o efeito da redução da jornada de trabalho adotada em alguns setores, que passou de 39 para 35 horas semanais, e sobre o nível de emprego. A conclusão do autor é que os trabalhadores alemães que permaneceram empregados obtiveram de fato uma jornada de trabalho menor, um salário maior, mas às custas de um menor nível de emprego no agregado.

A despeito da importância das experiências de cada país, especialmente dos desenvolvidos, decorrentes em grande medida do contexto social e econômico em que estavam inseridos, a temática de estudo no Brasil guarda especificidades que precisam ser revistas.

No período de 1934 a 1988, a jornada estatutária do trabalho brasileiro correspondia a 48 horas semanais, segundo a Constituição da República Federativa do Brasil (CF), apesar de os trabalhadores exercerem jornadas mais longas e de,

segundo Pastore (1998), serem submetidos à redução dos salários reais, provocada pela hiperinflação.

Em 1988, segundo a CF de 1988, artigo 7.o, inciso XIII, estabeleceu-se que a carga horária de trabalho ficasse em 8 horas diárias e 44 horas por semana, como média para todas as atividades econômicas no país. Embora haja um limite legal de 44 horas semanais, há a possibilidade de suplementá-la diariamente em até duas horas, admitindo-se uma jornada semanal de até 54 horas semanais, acima do que é recomendado pela Organização Internacional do Trabalho (OIT), que é 40 horas semanais (FURLAN JUNIOR, 2012).

Em 1995, a Proposta de Emenda Constitucional (PEC) n.º 231, de 11/10/1995, propôs a redução da jornada de trabalho de 44 horas/semana para 40 horas/semana, sem redução dos salários, e um aumento nas horas extras de 50% para 75%. Em 2009, a PEC foi aprovada com unanimidade pela comissão responsável, e atualmente aguarda a inclusão na Ordem do Dia para votação do Plenário da Câmara dos Deputados.

A Confederação Nacional do Comércio de Bens, Serviços e Turismo (CNC, 2011), já na década de 2000, acreditava que a redução da jornada de trabalho traria desemprego, informalidade e inflação, pois o aumento do custo incentivaria a informalidade e provocaria uma queda na produtividade, podendo induzir à substituição da mão de obra pela automação e, conseqüentemente, a demissão de trabalhadores ou o fechamento dos negócios.

Segundo Rosso (1997), quando a jornada de trabalho é reduzida possibilita-se a criação de novas vagas para sanar a parte do trabalho que deixou de ser feito, mas o impacto sobre o emprego é proporcionalmente menor do que a porcentagem da redução da jornada de trabalho.

Teoricamente, esta é a visão clássica/neoclássica que acredita que uma redução na jornada de trabalho provoca uma elevação nos custos de produção e, conseqüentemente, uma redução no emprego. “Aqueles que seguem a tradição clássica e neoclássica e os teóricos da microeconomia entendem que a RJT legal levaria ao aumento do desemprego” (CALVETE, 2010, p.433).

Por outro lado, há outras posições teóricas, discutidas em Calvete (2010), cuja defesa é de que a elevação da massa de salários proveniente da redução da jornada de trabalho provoca um aumento na demanda agregada e o crescimento do nível de emprego.

Empiricamente, segundo o DIEESE (2004), a redução da carga horária de trabalho de 44h para 40h semanais tem o potencial para gerar mais de 2,5 milhões de novos postos de trabalho. Com isso, aumentaria o consumo, alargaria a produtividade do trabalho e elevaria a competitividade, gerando também uma maior arrecadação tributária, contribuindo, por fim, para o crescimento e desenvolvimento econômico.

Gonzaga, Menezes e Camargo (2003) mostram os efeitos da redução da jornada de trabalho em 1988 sobre a probabilidade de os trabalhadores com jornada de 45-48 horas semanais permanecerem empregados após a mudança na Constituição.

Os pesquisadores chegam às seguintes conclusões: a redução da jornada de trabalho de 1988 (de 48 para 44 horas semanais) provocou uma queda da jornada efetiva de trabalho, aumentou o salário real/hora em relação aos trabalhadores que não foram afetados pela nova jornada e, principalmente, não acarretou a probabilidade de o trabalhador perder o emprego em 1989.

O autor concluiu que uma redução da jornada de trabalho de 44 para 40 horas semanais aparentemente tem um potencial para gerar aumento de mais de 467 mil novos empregos nas regiões metropolitanas brasileiras, valor próximo da variação do emprego ocorrida após a redução da jornada de trabalho em 1988, de aproximadamente 460 mil nos postos de trabalho.

Vale lembrar que, além do debate e dos estudos empíricos sobre a RJT e o emprego, a jornada de trabalho é tema de pesquisa de outras áreas, como saúde e ciências sociais. Segundo Furlan Junior (2012), a jornada trabalho excessiva é prejudicial à saúde, à vida pessoal e familiar dos indivíduos, pois compromete a integridade física e mental dos trabalhadores, impossibilitando a manutenção do convívio familiar e social. Ainda para o autor, a jornada de trabalho excessiva é pior para a mulheres, pois a ausência materna desestrutura substancialmente o convívio familiar, deixando a desejar a manutenção do lar, a educação dos filhos e a própria vida pessoal das mulheres.

Os dados empíricos apresentados anteriormente merecem ser revistos pelo momento econômico vivido pelo Brasil no final da década de 1980 e início dos anos 90: do modelo de substituição de importações para a economia orientada para o mercado e inserida internacionalmente.

Sob a égide de um modelo de economia com restrições às importações, o efeito da RJT não significou o desemprego no fim dos anos 1980. Qual não teria sido o debate, caso incorporasse a realidade dos anos 90, de abertura econômica, Plano Real, desemprego e informalização e precarização do trabalho.

Diante disso, esta pesquisa intenciona, primeiramente, analisar a relação entre a RJT e outras variáveis macroeconômicas e o nível de emprego no Brasil, no período 1995-2010, levando em conta os primeiros anos de mudança do modelo econômico e de estabilização de preços, bem como o período de recuperação econômica dos anos 2000. Avançará também no estudo da distribuição de salários em virtude de uma redução da jornada de trabalho, especificamente, no Estado do Paraná, em 2012, ano em que os indicadores do mercado de trabalho se mostram favoráveis e a macroeconomia brasileira, ainda que ressentida pela política econômica nacional e a crise internacional, manteve resultados positivos.

## 2 METODOLOGIA

Para a análise da distribuição dos rendimentos decorrentes da redução da jornada de trabalho no Paraná, utiliza-se a distribuição de Pareto, a curva de Lorenz e o Índice de Gini.

## 2.1 A EFICIÊNCIA E A DISTRIBUIÇÃO DE PARETO

A eficiência de Pareto faz menções às condições ótimas de uma estratégia, que na prática originou o termo “ótimo de Pareto” e, na visão da teoria dos jogos, resume-se em situação singular de posição eficiente (KONAR, 2010). A Lei de Pareto envolve um aspecto social benéfico, mas o ótimo de Pareto não necessariamente é benéfico ou aceitável. A lei reconhecida como regra do 80/20 nasceu do estudo estatístico de Pareto, que revelou que, em uma sociedade em desenvolvimento, em torno 80% da riqueza está detida em 20% da população (SILVA, 2006).

A crítica de Lange (1967) *apud* Hoffman (1973) foi de que o tipo de sociedade e as características do sistema econômico piramidal que Pareto estudou são consequências de falhas econômicas. A Lei de Pareto supera tal crítica porque quando os estudiosos começam a aplicá-la no ambiente microeconômico notam que a maioria dos resultados obtidos por uma célula econômica está relacionada com a minoria dos fatores que os fizeram surgir (SILVA, 2006).

A regra 80/20 de Pareto é uma tradução do que estatisticamente ele demonstrou em seu estudo e hoje é reconhecido e em diversas oportunidades confirmado e sumariado como: um pequeno número de causas é responsável pela maioria dos problemas.

A distribuição de Pareto é uma distribuição de probabilidade segundo uma lei de potência que é usada nas descrições sociais e em outras aplicações científicas. No meio científico social e econômico, é usada para modelar a formatação da riqueza, caracterizada por um parâmetro  $X_m$ , escala, e um parâmetro  $\alpha$ , forma, que é conhecido como o índice de cauda. No caso de riqueza de uma economia, foi nomeada índice de Pareto (SILVA, 2008).

$$\bar{F}(x) = \Pr (X > x) = \begin{cases} \left(\frac{x_m}{x}\right)^\alpha & x \geq x_m, \\ 1 & x < x_m. \end{cases} \quad (1)$$

$$x_m > 0 \text{ e } \alpha > 0$$

Onde  $X_m$  é positivo e representa o valor mínimo possível de  $X$ , e  $\alpha$  é um parâmetro também positivo.

A função de distribuição cumulativa de uma variável aleatória Pareto com parâmetros  $\alpha$  e  $X_m$  é

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{\alpha x_m^\alpha}{x^{\alpha+1}} & x \geq x_m, \\ 0 & x < x_m. \end{cases} \quad (2)$$

A distribuição de probabilidade é condicional a uma variável aleatória distribuída, conforme Pareto, dado o caso em que é maior ou igual a um número superior a  $x_1$ ;  $x_m$  é uma distribuição de Pareto com os mesmos índices de Pareto  $\alpha$ , mas com  $x_1$  mínimo em vez de  $x_m$ .

## 2.2 A CURVA DE LORENZ E O ÍNDICE DE GINI

A curva de Lorenz é representada por uma função  $L(P)$ , que corresponde à fração recebida pela  $p$ -ésima fração inferior de uma variável ( $X$ ) discreta, quando imprescindivelmente a Variável ( $X$ ) está ordenada de forma crescente. A curva desta função tem inclinação positiva e é convexa (PENIDO, 2002).

Tratando-se da distribuição de renda, a curva de Lorenz esta em perfeita igualdade quando obtiver a sucessão  $L(0) = 0; L(1) = 1; \dots; L(N) = N$ , assim está expressa a relação de perfeita igualdade entre a proporção de renda (BAGOLIN, 2003).

A distribuição de renda conforme a ferramenta da curva de Lorenz pode descrever mais do que uma curva de renda e comparar a dominância entre elas. A curva dominante será a que estiver mais próxima da perfeita igualdade. O coeficiente de Gini é a razão da área que se situa entre a linha de igualdade perfeita e a curva de Lorenz (PENIDO, 2002). Um coeficiente de Gini de zero expressa a igualdade perfeita; analogamente, coeficiente de Gini igual a 1 expressa a desigualdade máxima.

Na ótica de distribuição estatística, o conceito de Lorenz compara distribuições com mesma média. A curva generalizada recebe a notação de função como  $L(\mu P) - \mu L(P)$ . Se a média de uma distribuição de renda  $A$  estiver acima de todos os pontos de outra distribuição  $B$ , então, logo  $A$  domina  $B$ . Segundo Pigou-Dalton *apud* Langoni (2005), que foi além, se a função satisfizer a propriedade de quase concavidade, tratando-se de renda o bem-estar em  $A$  é maior que em  $B$  e consecutivamente satisfaz a propriedade do anonimato e da hipótese demasiadamente forte (LANGONI, 2005).

Na prática, em um gráfico, a curva de Lorenz mostra-se numa posição intermediária entre as duas situações-limites, e a bissetriz do gráfico assinala igualdade perfeita na repartição do rendimento que a representa. Se a curva de Lorenz é representada pela função  $Y = G(X)$ , o valor do índice de Gini ( $B$ ) pode ser encontrado pela integração:

$$B = \int_0^1 L(X) dX. \quad (3)$$

Baseando-se em Langoni (2005), para uma função de probabilidade discreta  $f(G(X))$ , onde  $G(X) = y_i$  e com  $i = 1, 2, 3, \dots, n$ , são os pontos com probabilidades diferentes de zero, necessariamente em ordem crescente ( $y_i \leq y_{i+1}$ ). A curva de Lorenz é a função linear contínua.

$$Fi = \sum_{j=1}^i f(y_j) \quad (4)$$

Para uma função de densidade de probabilidade de  $f(x)$  com a função de distribuição cumulativa  $F(x)$ , a curva de Lorenz  $L(F(x))$  é dada por:

$$L(F(x)) = \frac{\int_{-\infty}^x t f(t) dt}{\int_{-\infty}^{\infty} t f(t) dt} = \frac{\int_{-\infty}^x t f(t) dt}{\mu} \quad (5)$$

Para uma população uniforme  $y_i$ , sendo  $i = 1, 2, 3, \dots, n$ , indexado em ordem ( $y_i \leq y_{i+1}$ ), o índice de Gini é definido como uma relação entre as áreas no diagrama da curva de Lorenz.

$$G = \frac{1}{n} \left( n + 1 - 2 \left( \frac{\sum_{i=1}^n (n+1-i) y_i}{\sum_{i=1}^n y_i} \right) \right) \quad (6)$$

Para obter uma distribuição de probabilidade contínua com função cumulativa de distribuição  $F(y)$  que tem um significativo  $\mu$  e é zero para todos os valores negativos de  $y$ :

$$G = 1 - \frac{1}{\mu} \int_0^{\infty} (1 - F(y))^2 dy - \frac{1}{\mu} \int_0^{\infty} F(y) (1 - F(y)) dy \quad (7)$$

### 2.3 PROCEDIMENTOS

Os dados selecionados foram extraídos dos microdados da RAIS 2012, selecionando-se apenas indivíduos com vínculo empregatício na data de 31 de dezembro de 2012.

Para apresentar as diferenças puras da distribuição dos salários, os dados foram separados por níveis de escolaridade: ensino fundamental (5 a 9 anos de estudos), ensino médio (10 a 12 anos de estudos) e superior (13 a 16 anos de estudos). Segundo Borjas (2012), a educação está fortemente relacionada com as taxas de participação na força de trabalho, nas taxas de desemprego e nos ganhos.

Esse processo poderá vir a excluir as diferenças salariais decorrentes do trade-off entre trabalho/lazer e estudo, uma vez que esta variável, escolaridade, é positivamente correlacionada com os salários: indivíduos com maiores níveis de escolaridade tendem a receber uma maior remuneração, de acordo a teoria do capital humano.

A curva de Lorenz e o índice de Gini foram desenvolvidos sobre o salário/hora dos trabalhadores, antes e depois de uma possível dedução na jornada de trabalho.

Antes de verificar a distribuição de renda promovida pela redução da jornada de trabalho no Estado do Paraná, foram calculados os efeitos possíveis sobre o emprego no Brasil. Dessa forma, utilizando dados da PNAD nos anos de 1995 a 2010 em séries trimestrais (médias), aplicou-se o modelo econométrico dos MQO, baseado em variáveis que a literatura aponta como relevantes.

$$N_d = \beta_1 + \beta_2 W_t + \beta_3 CF_{t-1} + \beta_4 C_t + \beta_5 Ex_t + \beta_6 H_{t-2} + \beta_7 D + u_t \quad (8)$$

$N_d$  = População ocupada - RMs

$W$  = Salário mínimo real

$CF_{t-1}$  = Capital fixo – Formação Bruta de Capital (defasado - 1 período)

$C$  = Consumo final

$EX$  = Exportações FOB

$H_{t-2}$  = Média das jornadas de trabalho (defasado - 2 períodos)

A variável  $CF_t$ , investimento, está no período passado, pois a teoria mostra que os investimentos demandam certo tempo para exercer uma influência positiva no emprego; todavia, os equipamentos necessitam de tempo para serem instalados e ajustados para receber a mão de obra. A jornada de trabalho também apresenta uma relação de longo prazo, visto que, de acordo com Lee *et al.* (2009), primeiro as empresas tendem a se reestruturar e reorganizar antes de tomar a decisão de contratar mais mão de obra.

Para a variável dependente, emprego ( $N_t$ ), usou-se o número de pessoas ocupadas das regiões metropolitanas (RMs) cuja fonte é IBGE/PME. A variável consumo (C) inclui as despesas de consumo final em milhões de reais deflacionados pelo Índice Nacional de Preço ao Consumidor (INPC), sendo a fonte IBGE/SCN 2000. A variável capital fixo - Formação bruta de capital (CF) corresponde ao valor em milhões de reais da FBCF deflacionado pelo INPC, cuja fonte é o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema de Contas Nacionais Trimestrais Referência 2000 (IBGE/SCN 2000).

O valor do salário mínimo real (W) é mensurado em reais tendo como fonte o próprio IPEA. A variável exportações FOB (EX) é declarada em milhões de dólares e sua fonte é o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, Secretaria de Comércio Exterior (MDIC/Secex).

A Jornada de trabalho (H) é representada pelas horas semanais médias trimestrais trabalhadas pelos ocupados e assalariados no trabalho principal das RMs. Do período de 1995 a 1996 corresponde à média de São Paulo, Distrito Federal, Porto Alegre e Belo Horizonte; de 1997/2010, média de São Paulo, Distrito Federal, Porto Alegre, Belo Horizonte, Salvador e Recife. A fonte é o Convênio DIEESE/Seade/MTE-FAT e convênios regionais PED, fornecida via contato telefonico e e-mail. No modelo, a variável será defasada em dois períodos.

Em relação às variáveis consumo (C), investimento (CF), exportações (EX), espera-se que os sinais sejam positivos e os resultados significativos, uma vez que, segundo a teoria keynesiana, o emprego é determinado pela demanda efetiva, que contempla o consumo, os investimentos e as exportações.

Para a variável salário (W), acredita-se que o sinal seja negativo e significativo, uma vez que os clássicos/neoclássicos postulam que a demanda por mão de obra tem uma relação inversa com o valor dos salários.

Em relação à jornada de trabalho (H), os estudos mostram-se divergentes em relação aos resultados. Entretanto, a maioria deles mostra que as consequências de uma redução da jornada de trabalho em relação ao emprego virão no longo prazo. Por este motivo, a variável será defasada em dois períodos ( $H_2$ ).

Prevenindo possíveis problemas futuros com a metodologia empregada, jugou-se necessário diferenciar os dados, uma vez que é o método usado em muitas regressões de séries temporais. Ao examinar a multicolinearidade, heterocedasticidade

e autocorrelação para o modelo, verifica-se que: no teste VIF e 1/VIF, a multicolinearidade não é um problema; no teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan, não se rejeita a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade; por fim, no teste de autocorrelação de Durbin tampouco se rejeita a hipótese nula de não correlação.

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

#### 3.1 O EFEITO DA REDUÇÃO DA JORNADA DE TRABALHO SOBRE O EMPREGO NO BRASIL

Os resultados apontam que um maior consumo tende a aumentar o emprego no Brasil, e uma maior exportação provavelmente ampliará o número de trabalhadores. Os investimentos também estão de acordo com o esperado e mostram ser significativos para o aumento do emprego. Os salários não foram significativos a 5% de significância; portanto, para o mercado de trabalho brasileiro, não se pode afirmar que um salário maior tenha um efeito negativo no emprego.

A análise quantitativa do impacto da jornada de trabalho na população ocupada é apresentada na tabela 1.

TABELA 1 - CONSUMO, EXPORTAÇÕES, SALÁRIOS, FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO, JORNADA DE TRABALHO, E OS POSSÍVEIS IMPACTOS NA OCUPAÇÃO PARA O BRASIL (1995-2002)

VARIÁVEIS	COEFICIENTES (A)	P>  T	REDUÇÃO JT - (B)	VARIAÇÃO DO EMPREGO (MILHARES) - (C)	EMPREGOS EM UNIDADES
Consumo	0,001718	0.014	vc	<sup>(4)</sup> vc	vc
Exportação	0,053656	0.000	vc	vc	vc
Salários <sup>(1)</sup>	-0,348460	0.734	vc	<sup>(1)</sup>	<sup>(1)</sup>
FBCF <sup>(2)</sup>	0,007355	0.003	vc	vc	vc
JT <sup>(3)</sup>	-116,892	0.017	-4 (horas)	467,5688	467.569
				A x B	C x 1000

FONTE: Elaborado pelo autores a partir dos resultados da pesquisa

(1) Variável não foi estatisticamente significativa a 5% de erro.

(2) FBCF - Formação Bruta de Capital Fixo.

(3) JT - Jornada de Trabalho.

(4) VC - Variáveis mantidas constantes.

A variável “jornada de trabalho” apresenta um sinal negativo, indicando que um aumento na jornada de trabalho reduz o emprego, e, deste modo, uma possível redução no tempo de trabalho contribuirá com maior nível de emprego no país, isso com uma margem de erro de 5%.

A redução da jornada de trabalho de 44 para 40 horas semanais aparentemente tem um potencial para aumentar em mais de 467 mil novos empregos nas regiões metropolitanas, cujo valor está próximo da variação do emprego ocorrida após a redução da jornada de trabalho em 1988, a qual passou de 48 para 44 horas semanais. A variação do emprego ocorrida de 1988 para 1989 foi de aproximadamente 460 mil nos postos de trabalho.

Os resultados da regressão econométrica para o mercado de trabalho brasileiro confirmam os estudos e expectativas dos que acreditam que a RJT aumentará o emprego, como Gonzaga, Menezes e Camargo (2003) e outros. No entanto, não mensurou outros ganhos decorrentes da redução da jornada de trabalho, como o bem-estar social, a saúde dos trabalhadores e a redução dos acidentes de trabalho decorrente de jornadas de trabalho mais curtas.

Apesar dos resultados positivos para a geração de emprego caso ocorra a RJT, as experiências históricas de RJT documentam a necessidade de garantir algumas condições para assegurar a eficácia da medida, segundo De Grazia (2006). Para a autora, a medida deve ter amplitude e ser aplicada em curtíssimo prazo. Além disso, uma RJT tem resultados mais significativos quando é aplicada a todas as classes de trabalhadores por meio de legislação nacional e deve ser impedida a compensação da redução das horas de trabalhos por horas extras e flexibilização.

Estudos como o de Carneiro e Ferreira (2008) também merecem ser destacados, pois revelam uma experiência de redução da jornada de trabalho em uma organização pública brasileira sobre a qualidade de vida do trabalhador. Eles concluíram que a RJT melhorou a qualidade de vida dos indivíduos fora do trabalho, com mais tempo para dedicar à família, saúde e outras atividades. Houve melhora na qualidade de vida no trabalho, como melhor aproveitamento do tempo e concentração, o que, conseqüentemente, gerou uma melhora na produtividade dos trabalhadores.

### 3.2 REDUÇÃO DA JORNADA DE TRABALHO E DISTRIBUIÇÃO DOS RENDIMENTOS NO PARANÁ

A análise dos empregados formais no Estado do Paraná no ano de 2012, de acordo com o nível de escolaridade, está na tabela 2. Entre as três classes de trabalhadores, pouco mais de 20% tem menos ou o ensino fundamental completo; o nível superior corresponde a aproximadamente 24% e o ensino médio a mais de 56% da mão de obra estudada. Portanto, quase 77% da mão de obra formal no Estado do Paraná no ano de 2012 tem igual ou inferior nível de escolaridade titulado como ensino médio.

TABELA 2 - EMPREGO FORMAL E MÉDIA SALARIAL NO PARANÁ EM 2012

ESCOLARIDADE	OCUPADOS	PROPORÇÃO (%)	MÉDIA HORAS SALÁRIO SEM RJT <sup>(1)</sup>	MÉDIA HORAS SALÁRIO COM RJT <sup>(1)</sup>
Ensino Fundamental	565.317	20,23	5,60	6,16
Ensino Médio	1.574.591	56,36	6,92	7,61
Superior	654.073	23,41	20,64	22,70
Geral	2.793.981	100	9,86	10,85

FONTE: Elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa

(1) Redução da jornada de trabalho.

Em termos de média de horas de trabalho, uma redução da jornada de trabalho de 44 para 40 horas semanais corresponde a um aumento do salário-hora em 10%, nos três níveis de escolaridade.

Esse aumento salarial produz também uma melhora na distribuição desses rendimentos; ou seja, o índice de Gini reduz em 6,248% (tabela 3). No geral, vê-se que com a redução da JT, o índice de Gini apresenta uma melhora, passando de 0,33 para 0,31, uma variação percentual negativa de 6,248%.

TABELA 3 - ÍNDICE DE GINI DO SALÁRIO/HORA NO PARANÁ EM 2012

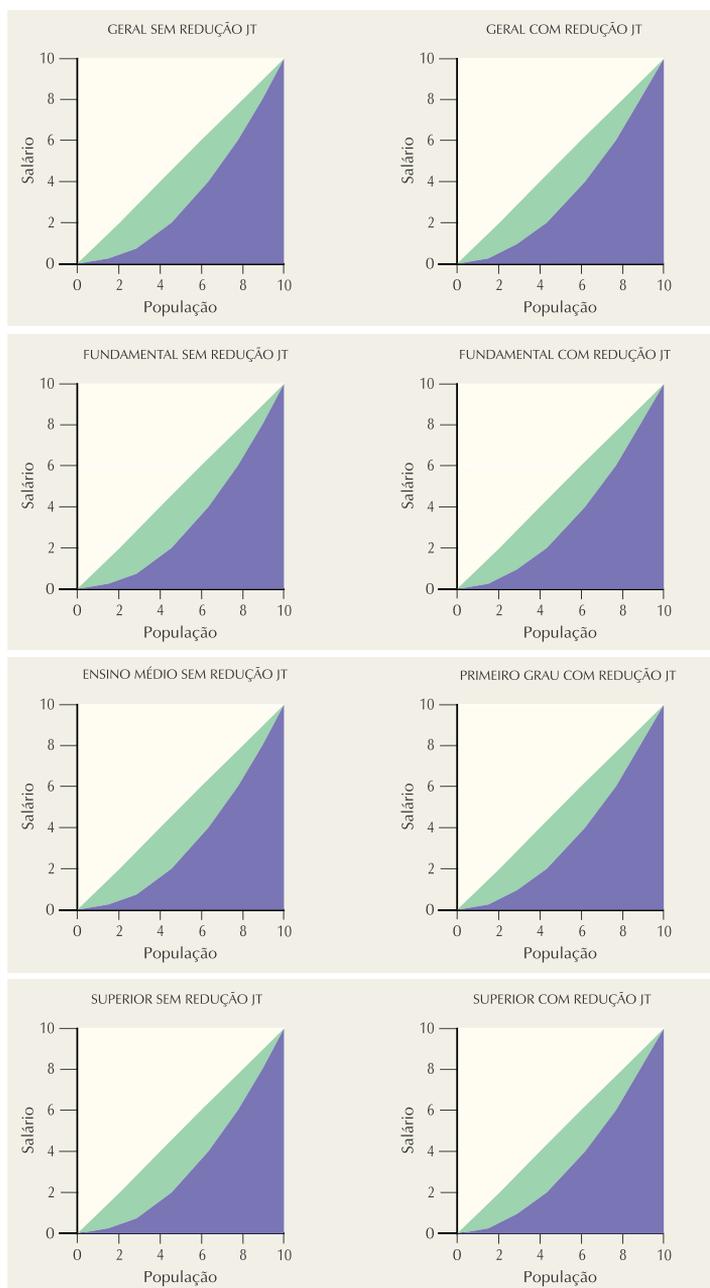
ESCOLARIDADE	ÍNDICE DE GINI		VARIACÃO (%)
	Sem RJT <sup>(1)</sup>	Com RJT <sup>(1)</sup>	
Ensino fundamental	0,33337	0,31252	-6,254
Ensino Médio	0,33338	0,31254	-6,252
Superior	0,33334	0,31249	-6,253
Geral	0,33335	0,31252	-6,248

FONTE: Elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa

(1) Redução da jornada de trabalho.

Os gráficos reunidos na figura 1 permitem a visualização da redução da jornada de trabalho. A curva de Lorenz apresentará uma suave melhora aproximando-se da reta de 45.º, que corresponde à perfeita distribuição e à não desigualdade. Seguindo a mesma análise para os gráficos decompostos em níveis de escolaridade, nota-se que a curva de Lorenz apresentou as mesmas características para os três casos (ensino fundamental, ensino médio e superior); ou seja, após a redução da jornada de trabalho todos apresentaram uma redução no índice de Gini pois, no geral, os valores apresentam divergência apenas na quinta casa decimal do índice.

FIGURA 1 - CURVAS DE LORENZ DOS SALÁRIOS/HORAS DO PARANÁ - 2012



FONTE: Elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo teve como objetivo analisar os efeitos da redução da jornada de trabalho na distribuição de salários no Estado do Paraná a partir dos microdados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) de 2012.

O exercício inicial para o Brasil evidenciou que um aumento na jornada de trabalho reduziria o emprego, e, deste modo, uma possível redução no tempo de trabalho contribuiria para um maior nível de emprego no país. Ainda, a redução da jornada de trabalho de 44 para 40 horas semanais tem um potencial para gerar um aumento de mais de 467 mil novos empregos nas regiões metropolitanas brasileiras.

No Paraná, uma redução da jornada de trabalho em média de 4 horas semanais melhora a distribuição de salários do setor formal, independentemente do nível de escolaridade dos trabalhadores.

Este estudo poderá contribuir para futuros estudos sobre a distribuição de rendimentos, ficando como sugestão uma análise mais desagregada em subsetores econômicos, para verificar se uma possível concentração de salários é oriunda de características dos postos de trabalhos.

## REFERÊNCIAS

BAGOLIN, Izete Pengo; JÚNIOR, Sabino da Silva Porto. A desigualdade da distribuição da educação e crescimento no Brasil: índice de Gini e anos de escolaridade. **Estudos do CEPE, Santa Cruz do Sul-RS**, v.18, p.7-31, 2003.

BAPTISTELLA, J. C.; SOUZA, SCI; FERREIRA, C. R. Concentração de renda na região Sul e Estado do Paraná: a contribuição das aposentadorias e pensões. **Faz Ciência: Revista de Ciências Humanas**, Francisco Beltrão: Fundação Faculdade de Ciências Humanas, v.9, p.81-102, 2007.

BARROS, R.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Consequências e causas imediatas da queda recente da desigualdade de renda brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, 2006a.

BARROS, R.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, 2006b.

BORJAS, George. **Economia do Trabalho-5**. 6.ed. Porto Alegre: McGraw Hill Brasil, 2012.

CALVETE, C. S. A redução da jornada de trabalho em questão. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v.31, n.2, p.431-450, 2010.

CARDOSO, A. C. M. Tempos de trabalho, tempos de não trabalho: vivências cotidianas de trabalhadores. **Diss. Universidade de São Paulo**, 2007.

CARNEIRO, T. L.; FERREIRA, M. C. Redução de jornada melhora a qualidade de vida no trabalho? A experiência de uma organização pública brasileira. **PEPSIC**, Florianópolis, v.7, n.1, p.131-158, 2008.

CONFEDERAÇÃO NACIONAL DO COMÉRCIO DE BENS, SERVIÇOS E TURISMO (CNC).

**A jornada de trabalho e a PEC do desemprego.** Disponível em:

<[http://www.portaldocomercio.org.br/media/Miolo\\_%20Cartilha\\_jornada%20de%20trabalho\\_web.pdf](http://www.portaldocomercio.org.br/media/Miolo_%20Cartilha_jornada%20de%20trabalho_web.pdf)>. Acesso em: 21 jun. 2011.

DE GRAZIA, G. Tempo de trabalho e desemprego. **Lutas Sociais**, n.15/16, p.101-113, 2006.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS

(DIEESE). **Reduzir a jornada é gerar emprego.** São Paulo, 2004. Disponível em:

<[www.dieese.org.br/esp/cartilha\\_reducaojornada.pdf](http://www.dieese.org.br/esp/cartilha_reducaojornada.pdf)>. Acesso em: 31 maio 2011.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS

(DIEESE). **Metalúrgicos alemães conquistam jornada de 36 horas semanais.**

São Paulo, 2011. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br/esp/jtrab/bolset93.xml>>.

Acesso em: 31 maio 2011

FERREIRA, C. R.; SOUZA, S. C. I. O comportamento da desigualdade de renda no Paraná de 2001 a 2005. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, n.112, p.31-45, jan./jun. 2007.

FERREIRA, F.; LEITE, P.; LITCHFIELD, J.; ULYSSEA, G. Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil. **Econômica**, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.147-169, jun. 2006.

FURLAN JUNIOR, P. F. A redução da jornada de trabalho e seus benefícios. **Revista Eletrônica do CEMOP**, n.2, set. 2012.

GONZAGA, G. M., MENEZES, N. A. E., CAMARGO, J. M. Os efeitos da redução da jornada de trabalho em 1988 sobre o mercado de trabalho no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v.57, n.2, 2003.

HOFFMAN, R. Considerações sobre a evolução recente da distribuição da renda no Brasil. **RAE-Revista de Administração de Empresas**, v.13, n.4, out-dez, 1973.

HOFFMANN, R. As transferências não são a causa principal da redução na desigualdade. **Econômica**, Rio de Janeiro, v.7, n.2, dez. 2005.

KONAR, A. K.; MODAK, B. K.; Socialising snake society an indian instance. **Social Change**, v.40, n.2, p.157-174, 2010.

LANGONI, C. G. **Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil.**

Rio de Janeiro: FGV, 2005.

LEE, S.; MECCANN, D.; MESSENGER, J. C. **Duração do trabalho em todo o mundo.**

Brasília: OIT, 2009.

NERI, M. Rendas, bolsas e queda da desigualdade. **Conjuntura Econômica**, jul. 2006.

PASTORE, J. **O desemprego tem cura?** São Paulo: Makron Books, 1998 .

PENIDO, M.; MACHADO, A. F. Desemprego: evidências da duração no Brasil

metropolitano. **XIII Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais- ABEP.**

Ouro Preto, Minas Gerais, 2002.

ROSSO S. D. **A redução da jornada e o emprego.** In: SEMINÁRIO INTERNACIONAL EMPREGO E DESENVOLVIMENTO TECNOLÓGICO. São Paulo, nov. 1997.

SILVA, R. R. Distribuição generalizada de Pareto e mistura de distribuições de Gumbel no estudo da vazão e da velocidade máxima do vento em Piracicaba, SP. **Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz**, Piracicaba, 2008.

SILVA, R. R.; ZOCCHI, Silvio Sandoval. A distribuição generalizada de Pareto-Poisson no estudo da precipitação pluvial total diária máxima em Piracicaba, SP. **Rev. Mat. Estat.**, v.24, n.3, p.77-94, 2006.

SOARES, S. S.D. **Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004.** Rio de Janeiro: IPEA, 2006.