

Demanda de trabalho no setor industrial do Brasil no período de 2001-2007

RESUMO: O setor industrial passou por grandes transformações, como, por exemplo, mudanças tecnológicas necessárias para que este se tornasse mais competitivo e, dessa forma, pudesse enfrentar a concorrência externa mais intensa a partir da abertura econômica ocorrida na segunda metade dos anos 1990. Tais mudanças, por sua vez, provocaram um impacto no mercado de trabalho. Neste artigo, a preocupação foi analisar o mercado de trabalho no setor industrial no que diz respeito aos fatores que influenciaram o número de pessoas ocupadas na indústria. Para isso foi estimada uma relação de longo prazo entre pessoas ocupadas, salário, produção, utilização da capacidade instalada e produtividade, podendo, desta forma, também estimar a elasticidade de substituição entre capital e trabalho, e a elasticidade de demanda de trabalho com relação ao salário. Os resultados obtidos foram significativos com valor da elasticidade de demanda total de trabalho com relação ao salário igual a $-0,70816$ (η_{LL}), e da elasticidade de demanda de trabalho com relação ao produto igual a $1,607056$ (η).

Palavras-chave: Demanda de trabalho. VEC. Emprego industrial.

ABSTRACT: Many transformation occurred in the industrial sector in the nineties, like technological changes to increase the competitive and thus could face more intense the external competition. These changes had caused an impact in the labor market. This paper has the proposal to analysis the industry labor market about the factors, which had influence in the numbers of the workers. The long-run relationship estimated cointegration vector between numbers of workers, wage, production, installed capacity use, productivity. This vector is about the estimated elasticity of substitution between the capital and labor and price elasticity of labor demand. The results had been significant and the estimated of the price elasticity of labor demand was $-0,70816$ (η_{LL}) and product demand labor elasticity was $1,607056$ (η).

KEY WORDS: Labor demand. VEC. Industrial job.

JEL classification: C13, C22, E24.

Armando Vaz Sampaio¹

¹ Departamento de Economia – UFPR. Rua XV de Novembro – n. 1517 – apto 104 – Curitiba-PR – CEP: 80060-000 – e.mail: avsampaio@ufpr.br

Introdução

O nível de emprego e de salários representa uma dimensão chave da análise do desempenho econômico. Aproximadamente dois terços da renda total são provenientes do salário no Brasil, que define o nível de renda de grande parte da sua população. Da mesma maneira, a questão do desemprego é uma outra preocupação constante, já que essa taxa, no Brasil, aumentou de 7,14%, em 2000, para 9,98%, em 2006 (CONJUNTURA ECONÔMICA, 2007).

Quando se analisa os fatores que afetam tanto o nível de emprego como o de salários, destaca-se o papel da demanda de trabalho. Essa demanda agregada é uma relação macroeconômica com forte poder explicativo sobre as variáveis mencionadas. Durante a década de 1990, o setor industrial brasileiro passou por grande transformação produtiva, o que teve impacto sobre o mercado de trabalho. Isso pode ser observado pelo aumento da produtividade desse setor, pelo processo de abertura comercial e pela apreciação cambial após a introdução do Plano Real, em julho de 1994, os quais intensificaram a competitividade no setor, forçando, dessa forma, a mudança no processo produtivo. Dado que essa realidade ainda persiste, o objetivo deste artigo é analisar o comportamento do emprego, estimando a elasticidade de demanda de trabalho na indústria no Brasil entre 2001 a 2007, conforme sugerido por Hamermesh (1993). Na literatura nacional existem alguns artigos que analisam este tema utilizando dados referentes às décadas de 1970 e 1980; outros analisaram-no no período entre 1985 e 2001; no entanto, nenhum desses trabalhos utilizou a metodologia sugerida por Hamermesh (1993).

O artigo, pois, é formado pelas seguintes partes: a primeira diz respeito à referência teórica; a segunda aborda a análise temporal das séries em que é verificada a possibilidade de cointegração entre as mesmas e as estimativas das elasticidades; e a última diz respeito à conclusão.

1 Demanda de trabalho: abordagem teórica

A maioria dos estudos adota uma estrutura neoclássica para a formulação da demanda de trabalho, na qual haverá uma relação negativa sobre o salário real e uma relação positiva acerca do produto. Assumindo uma função de produção com elasticidade de substituição constante, a demanda de trabalho pode ser expressa por uma função linear em logaritmo. As variáveis dependentes, de modo usual, são “pessoas ocupadas” ou “horas trabalhadas” e as variáveis independentes são “salário real”, “nível de produção” e “produtividade”. É comum assumir que a economia pode ser representada por uma função de produção com elasticidade de substituição constante (CES).

A seguir, apresenta-se um modelo de determinação da demanda de trabalho, que será usado no restante do artigo. Considere-se inicialmente uma função de produção homogênea linear:

$$Y = [\alpha L^{\rho} + (1-\alpha)K^{\rho}]^{\frac{1}{\rho}} \quad (1)$$

em que Y = Produto, K = Capital, L = Trabalho, α e ρ são parâmetros, $1 > \alpha > 0$, $1 \geq \rho \geq -\infty$. Os produtos marginais são:

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = \alpha \left(\frac{Y}{L}\right)^{1-\rho} \quad (2),$$

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = [1-\alpha] \left(\frac{Y}{K}\right)^{1-\rho} \quad (3)$$

A razão entre (2) e (3) é igual à razão preço-fator, ao aplicar o logaritmo e diferenciar com respeito a $\ln(w/r)$, chega-se a:

$$-\frac{\partial \ln(K/L)}{\partial \ln(w/r)} = \sigma = \frac{1}{1-\rho} \quad (4)$$

em que $0 \leq \sigma \leq \infty$, w = salário real para o trabalho, r = preço do capital, σ = elasticidade de substituição entre capital e trabalho, mantendo o produto constante Hamermesh (1993). Conforme discutido por Silberberg (1990), a taxa de mudança da razão capital-trabalho é uma medida de substituição. Espera-se que o sinal seja negativo, pois, ao elevar a razão dos preços dos insumos

capital-trabalho (r/w), a expectativa é de que haja uma diminuição dessa razão. A medida de substituição mais utilizada é a elasticidade da própria substituição, σ , que mensura a variação porcentual da razão entre os insumos e a variação porcentual da razão entre os preços desses insumos (eq. 4). Um sinal negativo é adicionado para que a medida se torne positiva.

A função de custo pode ser derivada, segundo HAMERMESH (1993), como:

$$C = Y[\alpha^\sigma w^{1-\sigma} + [1-\alpha]^\sigma r^{1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (5)$$

A demanda por trabalho é

$$L = \frac{\partial C}{\partial w} = \alpha^\sigma w^{-\sigma} Y \quad (6)$$

Adicionando o logaritmo em (6), obtém-se:

$$\ln L = \alpha_0 - \sigma \ln w + \ln Y \quad (7)$$

em que α_0 é uma constante e σ é a estimativa da elasticidade de substituição entre capital e trabalho. A forma (7) é útil para a estimativa dos parâmetros, além disso, adicionando uma tendência temporal para avaliar o progresso técnico neutro-Hicks e um termo do erro, a seguinte equação é estimada

$$\ln L = \alpha_0 + \alpha_1 \ln w + \alpha_2 \ln Y + \alpha_3 t + \mu_t \quad (8)$$

A equação (8), por sua vez, é conhecida como condição de produtividade marginal e, a partir dessas relações, é possível estimar a elasticidade de demanda por trabalho, conforme sugerido por (HAMERMESH 1993 e LEWIS e MACDONALD 2002).

$$\eta_{ll} = -[(1-s)\sigma] < 0, \quad (9.1)$$

em que η_{ll} = elasticidade de preço de demanda de trabalho com relação ao salário;

$s = wL/Y$, sendo este s igual à participação do trabalho na receita total; e σ é a elasticidade de substituição representado por (α_1) na equação (8). Pela literatura espera-se que o sinal de α_1 seja negativo.

A elasticidade de demanda de trabalho, η_{ll} , é menor, em termos absolutos para uma dada tecnologia, σ , quando a participação desse é maior. Isso se dá porque há relativamente menos capital para substituir o trabalho quando aumentar seu preço. Ou seja, quanto maior a elasticidade de demanda de trabalho (mais sensível à variação de

preço), mais fácil será que outros fatores substituam-no.

Quando o salário aumenta, o custo de produção para um dado nível desta mesma produção também aumenta. Por exemplo, em um mercado competitivo, um aumento de 1% do preço do fator aumenta o custo e, eventualmente, aumenta o preço do produto. Dada a magnitude da participação desse fator na produção total, isso reduz a quantidade vendida de produto. Para analisar esse fenômeno é preciso adicionar o efeito escala, que é calculado pelo produto da participação do fator com a elasticidade de demanda em relação ao próprio produto, ($s\eta$), sendo que o η diz respeito à demanda em relação ao produto em si, que é a estimativa do parâmetro α_2 da equação (8), sobre a qual, pela literatura, espera-se que o sinal de α_2 seja positivo. Para obter a elasticidade total de demanda por trabalho, basta adicionar o efeito escala.

$$\eta'_{LL} = -[(1-s)\sigma + s\eta] \quad (9.2)$$

A equação (9.2) divide a elasticidade de demanda de trabalho em efeito substituição e efeito escala. Em empresas competitivas em um setor particular, no qual podem expandir-se ou não à medida em que haja variação do salário, o efeito escala na demanda de trabalho é relevante, sendo a equação (9.2) a mais apropriada para analisar os efeitos potenciais da mudança de preços dos insumos. Para todas estas medidas, assume-se que o trabalho e o capital são ofertados elasticamente para a empresa.

A seguir será apresentado como será calculada a participação do trabalho na receita total da empresa. Ao analisar o movimento da produtividade do trabalho e o salário real ao longo do tempo, considera-se o seguinte modelo, conforme sugerido por Berndt (1991): uma função de produção com um produto (Y) com retorno de escala constante e dois insumos, capital (K) e trabalho (L).

$$\ln Y = \ln A + \alpha_K \ln K + \alpha_L \ln L \quad (10)$$

com $\alpha_K + \alpha_L = 1$. Substituindo esta restrição na equação (10) e rearranjando a equação relacionando produtividade do trabalho (Y/L) e a razão capital/trabalho (K/L), chega-se à seguinte equação.

$$\ln(Y/L) = \ln A + \alpha_K \ln(K/L) \quad (11)$$

Considerando os preços do K e do L como P_K e P_L respectivamente e reescrevendo (10) na forma não logarítmica com retorno constante de escala, obtém-se:

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha} \quad (12)$$

Se a empresa maximiza o lucro, os produtos marginais do capital e do trabalho são iguais aos preços reais, $\frac{\partial Y}{\partial K} = \frac{P_K}{P}$ e $\frac{\partial Y}{\partial L} = \frac{P_L}{P}$ (P é o preço do produto). Rearranjando as expressões anteriores, chega-se às seguintes equações:

$$\alpha_K = \frac{P_K K}{P Y}, \quad \alpha_L = 1 - \alpha_K = \frac{P_L L}{P Y} \quad (13)$$

Uma importante implicação empírica da especificação log-log é que os parâmetros α_K e α_L são iguais à participação dos insumos no valor da produção.

É conhecido na literatura que é inapropriado estimar a relação (8) pelo método de mínimo quadrado ordinário devido ao problema de regressão espúria. Para evitar estes problemas será estimado um modelo VAR e verificada a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis do modelo através de uma regressão com mecanismo de correção de erro, conforme sugerido por Lewis e MacDonald (2002).

1.1 Revisão de literatura

Fajnzylber e Maloney (2000) estimaram funções de demanda de trabalho dinâmica para três países da América Latina (Colômbia, Chile e México) utilizando dados das empresas. Foram empregadas três especificações: GMM (*generalized method of moments estimator*) em nível; GMM em diferença e Sistema GMM (nível e diferença). A estimativa da elasticidade de demanda de trabalho com relação ao salário variou de -0,20 a -0,49, para os trabalhadores não qualificados ("blue collars") e de -0,13 para -0,26 para os trabalhadores qualificados ("white collars"). Como era esperado, a estimativa da demanda por trabalho não qualificado foi mais elástica do que a demanda por trabalhadores qualificados.

Slaughter (2001) analisou a hipótese do comércio internacional aumentar a elasticidade de demanda de trabalho nos Estados Unidos no período de 1960 a 1990. O modelo teórico utilizado foi a teoria do comércio internacional e a teoria

sobre trabalho, para essa última teoria foi considerada a abordagem sobre a determinação da elasticidade de demanda de trabalho elaborado por Hamermesh (1993). Durante esse período a demanda de trabalho voltada à produção nos Estados Unidos tornou-se mais elástica em toda a indústria e nos cinco setores¹ entre os oito setores industriais² analisados. Para esse mesmo período a demanda de trabalho não localizado na produção apresentou-se menos elástica na indústria geral e nos oito setores industriais analisados. Os resultados obtidos pelo autor estão de acordo com os estudos a respeito do aumento da desigualdade salarial entre trabalhadores qualificados e não qualificados.

Barros, Corseuil e Gonzaga (2001) utilizaram os microdados da Pesquisa Industrial Mensal (PIM) do IBGE para estimar uma curva de demanda de trabalho no setor industrial brasileiro. Os dois parâmetros de interesse, nesse estudo, foram a elasticidade de emprego salário e a velocidade de ajustamento do emprego, o período analisado foi de 1986 a 1997 e a técnica utilizada foi a construção de painéis das empresas na amostra. Utilizada a variável emprego, a elasticidade de emprego salário variou entre 0 e -0,3. Por sua vez, quando foi utilizado número de horas pagas, a variação dessa elasticidade foi mais intensa, com valores mais altos, em termos absolutos, principalmente após o Plano Real quando se aproximaram de -1.

Os debates recentes sobre o impacto da reforma comercial sobre o mercado de fatores, têm sugerido que a liberalização comercial levaria a um aumento da elasticidade de demanda de trabalho. Krishna, Devashish, e Sajjid (2001) utilizando dados a nível de empresas analisaram a intensa liberalização ocorrida na Turquia, a partir de 1984, onde não encontraram suporte empírico a respeito da relação entre abertura comercial e elasticidade de demanda de trabalho.

Menezes-Filho e Rodrigues Jr. (2003) avaliaram o efeito do progresso técnico e abertura comercial sobre o emprego de trabalhadores qualificados e não qualificados, a partir da base teórica do modelo de Heckscher-Ohlin. Eles utilizaram a base de dados da PNAD no período

⁶ 1) Alimentos e Fumos; 2) Têxtil, Roupas e Vestuários; 3) Madeira e Papel;

4) Metais e 5) Outros produtos.

⁷ 6) Química e Petróleo; 7) Transporte e 8) Máquinas.

de 1981-1997 onde foram encontradas evidências de complementaridade mais intensa entre tecnologia e trabalho qualificado no período de 1994-1997. Os autores avaliaram o aumento no emprego de trabalhadores qualificados considerando uma decomposição entre dois componentes: efeito substituição e efeito escala em dois períodos, 1981-1990 (pré-abertura) e 1992-1997 (pós-abertura). Foi observado que a magnitude do efeito escala foi bastante pequeno para os setores manufatureiros (tradables). Os autores concluíram que mesmo que os impactos da liberalização comercial sobre o mercado de trabalho tenham sido pequenos, ao utilizar o modelo Heckscher-Ohlin, é possível que tal processo traga efeitos indiretos, via aumento de tecnologia que demanda mais trabalho qualificado.

Hasan, Mitra e Ramaswamy (2003) analisaram o efeito das reformas comerciais na Índia em 1991 sobre a elasticidade de demanda de trabalho no setor industrial para o período de 1980 a 1997. Os resultados indicaram que a elasticidade de demanda de trabalho aumentou com a redução da proteção. Também observou-se que a resposta da elasticidade de trabalho com relação à mudança na proteção comercial é condicionada à natureza das instituições do mercado de trabalho, isto é: um mercado de trabalho mais flexível levará a um maior aumento na elasticidade da demanda de trabalho em resposta a redução da proteção. Tais resultados terão importância em termos de efeito da política econômica. Teoricamente é possível, dado um aumento na elasticidade de demanda de trabalho, observado após as reformas, uma volatilidade na produtividade e na produção que resultará em uma maior volatilidade no salário e no emprego. Os autores contrapõem os resultados obtidos onde encontraram consequências negativas para o trabalhador provocadas pelas reformas comerciais, com a existência também de pontos positivos obtidos por outros autores. No que diz respeito, ao aumento da produtividade industrial na Índia, provocado pelas reformas, e como consequência uma maior elasticidade de demanda de trabalho, o crescimento dessa elasticidade será transmitido de maneira tal

que levará a um maior crescimento no salário e emprego, desta forma, os trabalhadores seriam beneficiados pela reforma.

Ferreira e Guillén (2004) estudaram o comportamento da indústria de transformação brasileira após as reformas implantadas na década de noventa (1985 a 1997) onde verificou-se a ocorrência de um aumento de produtividade média na indústria de transformação. Foram também estimadas o mark-up para diferentes setores industriais onde tais estimativas revelaram práticas não concorrenciais para a maioria dos setores industriais.

Reis (2006) buscou avaliar o papel das mudanças na demanda por trabalho qualificado para as diferenças observadas nas trajetórias do desemprego por qualificação utilizando dados da PNAD de 1990 a 1999. Para calcular os efeitos de choques agregados e relativos sobre o desemprego são necessários os parâmetros das curvas salário e a elasticidade de substituição entre os trabalhadores em diferentes níveis de qualificação. As elasticidades de substituição estimadas entre trabalhadores qualificados e não qualificados foram de 2,572, 1,412, 1,32 para diferentes especificações do modelo. Tais especificações são: dummies de tempo utilizado como controle, tendências diferentes entre os setores e acrescentando variáveis para capturar as diferenças nos níveis de emprego relativo entre os setores. O autor concluiu que nesse período ocorreu um aumento na demanda por trabalhadores qualificados juntamente com a maior participação desse grupo na força de trabalho.

O modelo estruturado a partir do conceito de função “matching” descreve a formação do salário a partir de um processo de barganha entre empregadores e trabalhadores. Aguilar e Rendos (2008) utilizando uma combinação (“matched”) de dados entre empresas e trabalhadores demonstraram teoricamente e empiricamente que uma combinação positiva entre empresas e trabalhadores, isto é, empresas maiores estariam relacionadas com trabalhadores mais produtivos levariam a uma subestimação dos valores absolutos da elasticidade da demanda de trabalho com relação ao salário ao utilizar o método OLS.

2 Análise de série temporal

Neste artigo foram utilizados os dados mensais de “pessoas ocupadas”, “salário real”, “produção física industrial”, “produtividade com ajustamento sazonal”, todos do IBGE (Pesquisa Industrial Mensal de Emprego); e Consumo de Energia Elétrica, fornecido pelo IPEA, com ajustamento sazonal, no período de dezembro de 2000 a fevereiro de 2007, totalizando 75 observações.

Ao trabalhar com séries temporais é necessário verificar a estacionariedade das séries. Dessa forma, será utilizado o teste de ADF para verificar a presença ou não de raiz unitária.

2.1 Teste de raiz unitária

O teste ampliado de Dickey-Fuller (ADF) para detectar a presença de uma raiz unitária autoregressiva testa a hipótese nula $H_0: \delta = 0$ contra a hipótese alternativa monocaudal de $H_1: \delta < 0$ na regressão:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \gamma_p \Delta Y_{t-p} + \mu_t \quad (14)$$

Sob a hipótese nula, Y_t possui tendência estocástica sob a hipótese alternativa Y_t é estacionária. A estatística ADF é a estatística de MQO testando $\delta = 0$, na equação (14).

É também possível testar a outra hipótese alternativa, em que Y_t é estacionária em

torno de uma tendência temporal linear determinística. Para isso é necessário acrescentar um regressor adicional (t) da regressão de Dickey-Fuller:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \alpha t + \delta Y_{t-1} + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \gamma_p \Delta Y_{t-p} + \mu_t \quad (15)$$

na qual α é um coeficiente desconhecido, e a estatística ADF é a estatística t de MQO testando $\delta = 0$ na equação (15).

O tamanho da defasagem p é determinado ao minimizar o critério de informação. Os critérios utilizados foram o AIC (Critério de Informação de Akaike) e o BIC (Critério de Informação Bayesiana) (STOCK e WATSON 2004).

Sendo assim, o teste de raiz unitária foi realizado para cada uma das séries temporais, considerando as seguintes possibilidades a partir do modelo (14) e (15):

- Incluindo constante e tendência: τ_t ;
- Incluindo constante: $\tau_{\beta t}$;
- Sem constante e tendência: $\tau_{\alpha t}$.

Os resultados apresentados na Tabela 1 indicam que as séries “pessoas ocupadas”, “produção física”, “salário”, “consumo de energia elétrica”, “produtividade” e “utilização da capacidade instalada” são $I(1)$, isto é, são estacionárias em primeira diferença.

Tabela 1 – Teste de raiz unitária para as séries log pessoas ocupadas (lpo), log produção física (lprod), log salário (lsal), log consumo de energia elétrica (lceel), produtividade (produ) e log utilização da capacidade instalada (luci) para a indústria geral

Var	Modelo	τ_t	Valor Critico ^A	$\tau_{\beta t}$	Valor Critico	$\tau_{\alpha t}$	Valor Critico
lpo	1	-2,228	-4,099	-0,978	-3,548	0,402	-2,611
	2	-6,142	-4,102	-6,003	-3,549	-6,027	-2,611
lprod	1	-3,134	-4,099	-0,531	-3,548	1,280	-2,611
	2	-5,874	-4,102	-5,856	-3,549	-5,721	-2,611
lsal	1	-2,917	-4,099	-1,521	-3,548	0,414	-2,611
	2	-7,335	-4,102	-7,247	-3,549	-7,271	-2,611
lceel	1	-3,047	-4,099	-1,391	-3,548	0,718	-2,611
	2	-6,140	-4,102	-6,175	-3,549	-6,175	-2,611
produ	1	-3,480	-4,099	-1,055	-3,548	-0,139	-2,611
	2	-6,659	-4,102	-6,672	-3,549	-6,642	-2,611
luci	1	-2,325	-4,099	-1,744	-3,548	0,065	-2,611
	2	-6,215	-4,102	-6,223	-3,549	-6,267	-2,611

Fonte: Dados de pesquisa.

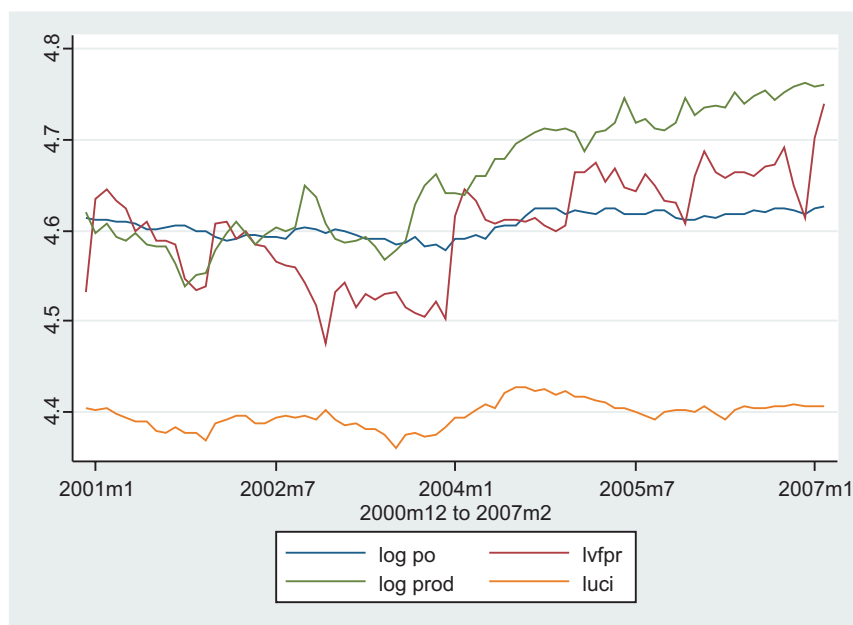
^Anível de significância a 1%

No modelo 1 a variável dependente é ΔY , e no modelo 2, é $\Delta \Delta Y$

No gráfico 1 é apresentado o comportamento das variáveis ao longo do tempo. Nele verifica-se que a utilização da capacidade instalada e o número de pessoas ocupadas têm um comportamento mais estável do que o nível de produção e o nível de salário, sendo que essas duas últimas variáveis apresentam um crescimento mais acentuado a partir de 2004. A partir da década de 1990, por sua vez, o setor industrial no Brasil passou por grande transformação estrutural que se iniciou, conforme é

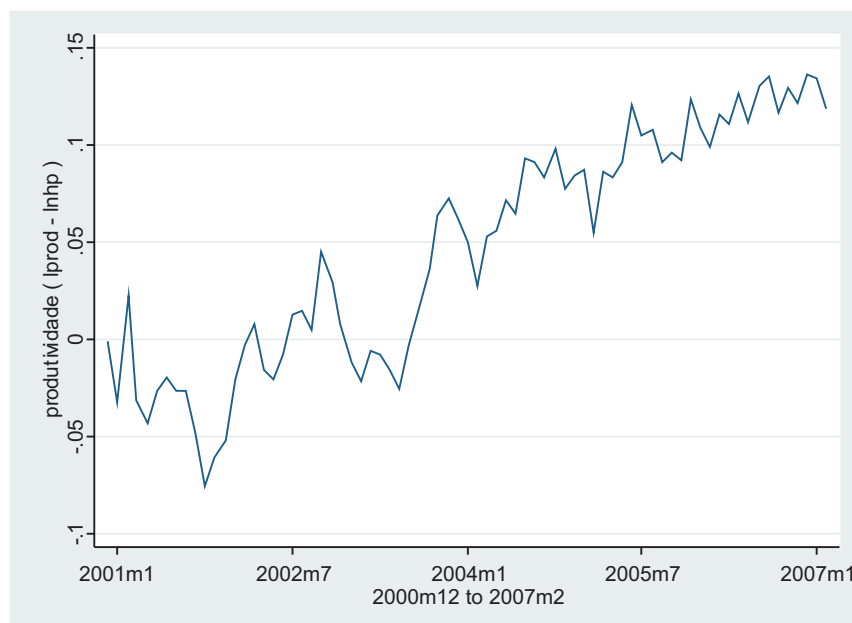
conhecido na literatura, com um intenso aumento da produtividade e uma diminuição dos postos de trabalho. Isto foi um reflexo do crescimento da abertura comercial do Brasil, pela qual o setor industrial teve de melhorar sua base tecnológica para aumentar sua competitividade frente às empresas estrangeiras. Conforme é apresentado no gráfico 2, a tendência crescente da produtividade também continuou durante o período de 2001-2007.

Gráfico 1 – Comportamento das variáveis pessoas ocupadas (lpo), nível de produção física (lprod), nível de salário real (lvfpr) e utilização da capacidade instalada (luci) no setor industrial do Brasil entre 2001 e 2007



Fonte: Dados de pesquisa

Gráfico 2 – Comportamento da produtividade do setor industrial do Brasil entre 2001 e 2007



Fonte: Dados de pesquisa

2.2 análise de cointegração

Ao utilizar um modelo de muitas variáveis, é possível verificar as diversas relações que possam existir entre as próprias variáveis. Tal modelo é conhecido na literatura como “modelo VAR” (vetor autoregressivo). Esse tem a mesma lógica de um modelo AR, a diferença é que estamos diante de um vetor de variáveis, mais do que de uma única variável, como é o caso do AR. No VAR, as variáveis explicativas são as defasagens da variável dependente e de outras variáveis correntes e defasadas. A primeira etapa para ajustar o modelo VAR é definir o número de defasagens do mesmo.

Modelos VARs e VECMs³

Para um conjunto de séries temporais com K variáveis $y_t = (y_1, \dots, y_K)$, um modelo VAR captura suas interações dinâmicas. O modelo VAR da ordem p (VAR(p)) tem a forma:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \mu_t \quad (16)$$

em que A_i 's são matrizes de coeficientes de ordem $(K \times K)$, e $\mu_t = (\mu_{1t}, \dots, \mu_{Kt})'$ é o termo de erro não observado, com as seguintes propriedades: $\mu_t \sim (0, \Sigma_\mu)$, no qual $E(\mu_t \mu_t') = \Sigma_\mu$ (matriz de covariância definida positiva).

Se as variáveis têm uma tendência estocástica comum, é possível haver combinações lineares das variáveis, que são $I(0)$. Neste caso, as variáveis são cointegradas. De outra forma, um conjunto de variáveis $I(1)$ apenas são cointegradas se existirem combinações lineares que sejam $I(0)$.

Embora o modelo (16) seja geral o bastante para acomodar as variáveis com tendência estocástica, não é o mais conveniente se o interesse diz respeito a analisar as relações de cointegração, já que essas relações não aparecem explicitamente nele. A forma do modelo VEC é a mais conveniente para observar tais relações:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \mu_t \quad (17)$$

em que $\Pi = -(I_K - A_1 - \dots - A_p)$

e $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$

para $i = 1, \dots, p-1$.

Como Δy_{t-1} não contém tendência estocástica pela suposição de que todas as variáveis em níveis são $I(1)$, então o termo deve também ser $I(0)$, e, desta forma, conter as relações de cointegração. Os Γ_j 's ($j = 1, \dots, p-1$) são chamados de parâmetros de curto prazo e Πy_{t-1} é algumas vezes chamada de a parte

³ VAR = Vetor Autoregressivo, VECMs = Modelo de Vetor de Correção de Erro.

de longo prazo. O modelo (17) é abreviado como VEC (p-1).

No caso de o VAR(p) ter raízes unitárias, então Π pode ser escrito como o produto de matrizes ($K \times r$), em que r é igual a rank da matriz Π , $\Pi = \alpha\beta'$, no qual o rank de Π é referido como o rank de cointegração do sistema; o β é a matriz de cointegração (matriz de coeficiente de longo prazo); e α representa a velocidade de ajustamento para o equilíbrio (LÜTKEPOHL e KRÄTZIG 2004 e HARRIS 1995).

Especificação da constante e da tendência:

$$\Delta y_t = \alpha(\beta y_{t-1} + \mu + \rho t) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \gamma + \tau t + \varepsilon_t \quad (18)$$

com a restrição do parâmetros

($\rho=0, \gamma=0, \tau=0$).

Neste artigo foi utilizada a minimização do AIC (Critério de Informação de Akaike),

do HQIC (Critério de Informação de Hannan-Quinn), e do SBIC (Critério de Informação Schwarz's Bayesiano) para determinar o número de defasagem do VAR. Neste trabalho, a ordem de defasagem do VAR foi igual a um (VAR(1)).

É preciso, também, verificar se as séries são ou não cointegradas. Caso seja positivo, é necessário determinar o número de relações de cointegração existente. Os resultados da tabela 2 indicam que existe um vetor de cointegração. Esse vetor de cointegração foi estimado incluindo as variáveis “pessoas ocupadas”, “produção”, “salário” e “produtividade”. As variáveis “utilização da capacidade instalada” (luci) e “tendência” não foram significativas; desta forma, elas foram descartadas no modelo.

Tabela 2 – Resultados do teste de cointegração, com uma defasagem

Hipótese H_0	Autovalor (γ) máximo	Estatística Traço	Valor Crítico a 5%
$r = 0$	.	86,3738	47,21
$r \leq 1$	0,54878	27,4851*	29,68
$r \leq 2$	0,20967	10,0726	15,41
$r \leq 3$	0,12436	0,2450	3,76
$r \leq 4$	0,00331		

Fonte: Dados de pesquisa

A estimativa do modelo VEC com resultados: uma defasagem apresentou os seguintes

Tabela 3 – Coeficiente de ajustamento (vetor α)

	Coeficiente	z	P> z
D_lpo (L1_ce1)	0,0779428	2,04	0,041
D_lprod (L1_ce1)	0,1412834	1,08	0,282
D_lsal (L1_ce1)	-0,2788935	-1,06	0,291
D_produt (L1_ce1)	-0,469104	-2,86	0,004

Fonte: Dados de pesquisa

As variáveis de ajustamento foram significativas com relação às pessoas ocupadas e à produtividade. Na tabela 4 são apresentados os resultados do vetor

de cointegração nos quais os coeficientes foram significativos ao nível de 1% e os sinais dos parâmetros estão de acordo com a literatura.

Tabela 4 – Estimativa do vetor de cointegração (vetor β)

Variável	Coeficiente	z	P> z
Lpo	1		
Lprod	-1,607056	-12,24	0,000
Lsal	0,1824469	4,55	0,000
Produt	1,581427	11,82	0,000
Constante	1,961424		

Fonte: Dados de pesquisa

Neste modelo, a relação de equilíbrio de longo prazo é estimada como:

$$l_{po} = 1,607056 l_{prod} - 0,1824469 l_{sal} - 1,581427 l_{produt} - 1,961424 dp$$

(0,1313398) (0,0401186) (0,1337571)

(19)

A equação estimada acima (19) diz respeito à estimativa da equação 8, na qual foi incluída a variável “produtividade” e foram excluídas as variáveis “tendência” e “utilização da capacidade instalada”, porque essas não foram significativas. A variável produtividade foi calculada a partir da subtração do log do valor da produção e do log das horas pagas na produção, conforme sugerido por Souza Netto e Curado (2005).

A inferência a partir do modelo VEC requer que a equação de cointegração seja estável e o número de equações de cointegração seja corretamente especificadas. O teste de estabilidade do modelo analisa essas questões e os resultados indicaram que a equação de cointegração é estacionária e corretamente especificada. Foi também realizado o teste de multiplicador de lagrange para verificar a possibilidade de autocorrelação do resíduo no modelo VEC, e os resultados indicaram ausência de

correlação do resíduo, indicando que não há evidência de erro de especificação do modelo. Foi, ainda, verificada a possibilidade das variáveis do modelo serem relacionadas, através de um teste com a hipótese nula, pela qual verifica-se se as correlações entre as variáveis são iguais a zero. Destaca-se que os resultados obtidos indicam que a hipótese nula não foi rejeitada (ANEXO I), visto que indicaram que não há correlações entre as variáveis.

Para estimar a elasticidade de demanda de trabalho é necessário estimar a participação desse no valor produção. Para encontrar essa participação estimou-se a regressão da equação (11), para o qual foi utilizado como proxy do capital o consumo de energia elétrica e obteve-se a estimativa do parâmetro α_k , que corresponde à participação do capital no valor da produção $(1-s)$, a qual foi igual a 0,6309804 e a participação do trabalho no valor da produção (s) , sendo esta igual a 0,36902.

A partir da estimativa do vetor de cointegração é possível estimar as elasticidades de substituição e de demanda de trabalho segundo as equações 9.1 e 9.2. Os resultados são apresentados na tabela 6.

Tabela 5 – Estimativa das elasticidades de demanda de trabalho na indústria no Brasil entre 2001 e 2007, a partir de uma relação de longo prazo.

Elasticidade	Valor
σ	0,1824469
η_{LL}	-0,11512
η	1,607056
η'_{LL}	-0,70816
e_{produt}	-1,581427

Fonte: Dados de pesquisa

σ = elasticidade de substituição capital trabalho

η = elasticidade de demanda de trabalho com relação ao produto

η_{LL} = elasticidade de demanda de trabalho com relação ao salário com produto constante

η'_{LL} = elasticidade de demanda total de trabalho com relação ao salário com produto constante

e_{produt} = elasticidade de demanda de trabalho com relação à produtividade

Conforme discutido anteriormente, ao adicionar o efeito escala é possível estimar a demanda total de trabalho. Neste artigo o efeito escala foi estimado para determinar a elasticidade de demanda com relação ao produto η . Pela literatura espera-se que o efeito escala intensifique a elasticidade de demanda de trabalho com relação ao salário, tornando a demanda total mais elástica. Os resultados obtidos, como mostrado na tabela 6, estão de acordo com a literatura. Ao incluir a produtividade no modelo verificou-se uma relação inversa entre produtividade e pessoal ocupado, conforme essa mesma literatura sugere.

Lewis e McDonald (2002), utilizando dados da Austrália, estimaram as elasticidades de substituição (σ , estimativa do parâmetro (α_1) da equação 8) e de demanda de trabalho com relação ao salário (η_{LL}), cujos valores foram respectivamente 0,45 e -0,18. Considerando o efeito escala, o valor elasticidade de demanda total de trabalho com relação ao salário foi (η'_{LL}) -0,80. Gonzaga e Corseuil (2001), por sua vez, estimaram um modelo dinâmico de trabalho no setor industrial do Brasil e encontraram uma elasticidade de longo prazo do emprego com relação ao custo salarial real igual a -0,66 no período de 1985 a 1999. Já Meller e Lában (1988) aplicaram o filtro de Kalman para estimar a elasticidade emprego-custo real de mão de obra para o Chile, cujo valor foi igual a -0,16. Os resultados obtidos neste artigo, a elasticidade de substituição σ , a elasticidade de demanda de trabalho com relação ao salário η_{LL} , e a elasticidade de demanda total do mesmo aspecto com relação ao salário η'_{LL} , foram, respectivamente, 0,1824469, -0,11512, -0,70816. Na literatura nacional existem, recentemente, poucos artigos que estimam a elasticidade de demanda de trabalho com relação ao salário, como o realizado por Gonzaga e Corseuil (2001), cujo resultado encontrado esteve entre os valores encontrados nesta pesquisa (Tabela 6). Como a literatura sugere, é recomendado utilizar a elasticidade de demanda total de trabalho com relação ao salário cujos valores encontrados nesta pesquisa (-0,70816) foram bastante próximos ao resultado encontrado por Gonzaga e Corseuil (2001) (-0,66). Com relação à estimativa da elasticidade de demanda de trabalho com relação ao produto,

Gonzaga e Corseuil (2001) encontraram um valor de 1,13, e, aqui, o valor encontrado foi de 1,607056 (Tabela 6).

Chahad, J. P. Z. et alli (2002) estimaram a elasticidade de emprego produto de longo prazo e a elasticidade de emprego salário de longo prazo para a indústria no Brasil no período de 1985-2001, respectivamente com os valores de 0,60 e -0,60. Os autores analisaram diversos trabalhos que estimaram a elasticidade de emprego produto na indústria de transformação nas décadas de 1970 e 1980, cujos valores variaram entre 0,144 a 0,7152. Percebe-se que tais valores foram inferiores aos estimados por este trabalho. Aparentemente este resultado parece contra intuitivo, pois com o aumento da produtividade do setor industrial a partir da década de 1990, esperava-se que a sensibilidade do emprego acerca do produto fosse menor.

A relação entre pessoal ocupado e salário, por sua vez, pode ser feita de uma forma agregada analisando a questão: essas variáveis são ou não pró-cíclicas? Ao analisar o mercado de trabalho agregado e o ciclo de negócios, o emprego agregado é pró-cíclico; já a evidência de que os salários reais sejam pró-cíclicos não é clara. Geary e Kennan (1982) não encontraram relação entre emprego agregado e salário real para doze países. Se essa relação ocorrer, pode ser também positiva. Para tal situação é necessário desenvolver modelos teóricos do mercado de trabalho agregado, como é o caso dos modelos de barganha, nos quais se verifica que há possibilidade de que os salários reais e os empregos sejam pró-cíclicos (implicando, naturalmente, que os trabalhadores estão em situação pior em períodos de recessão, quando o nível de emprego e o salário caem) (HAMERMESH, 1993).

É conhecido na literatura que uma queda na demanda de trabalho por parte das empresas reduz o emprego substancialmente, mas a diminuição do salário é relativamente pequena (ROMER 2001). Isso pode acontecer porque as empresas tendem a não cortar os salários na recessão devido ao fato de correr o risco de perder os trabalhadores mais produtivos; uma outra justificativa para isso é que, ao cortar os salários, haverá a necessidade de contratar novos trabalhadores e isso terá um custo de treinamento. ROMER

(2001) analisa diversos trabalhos que indicam que os salários reais são pró-cíclicos e indica que a característica não-walrasiana do mercado de trabalho é importante para o comovimento da quantidade de trabalho e do salário real. Liu (2003) analisou o comportamento cíclico do salário real usando microdados após controlar a qualidade do trabalho, e foi verificado que o salário real foi pró-cíclico no Canadá, na Inglaterra e nos Estados Unidos entre 1981 e 1994.

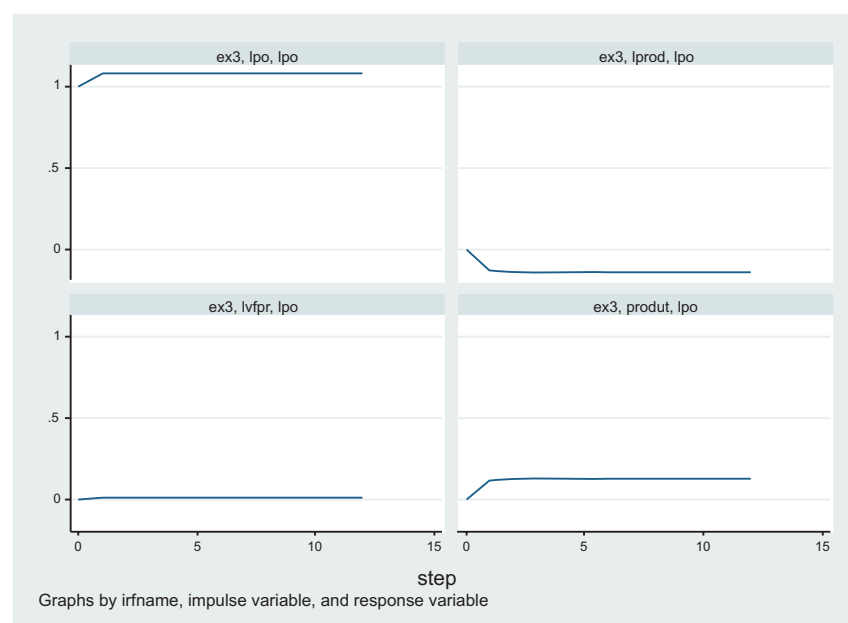
2.3 Efeitos dos choques exógenos

Função impulso resposta e decomposição da variância

A seguir, procurou-se medir o efeito (magnitude e sinal) dos choques de produção

(lprod), salário (lvfpr) e produtividade (produ) para explicar a trajetória do nível de emprego. Uma das maneiras para analisar estas relações é construir a Função de Resposta a Impulso (FRI) do modelo. A FRI descreve como a inovação (choque) de uma variável afeta outra após um dado número de período. Como as variáveis do modelo foram transformadas em logaritmos, a FRI fornece aproximadamente a variação percentual das variáveis nos meses à frente após um choque exógeno. A FRI é encontrada no gráfico 3. O choque na produtividade (produ) mostrou que a estimativa do FRI apresenta uma convergência assintótica positiva, o que indica um efeito permanente sobre as pessoas ocupadas.

Gráfico 3 – Função de resposta impulso (FRI)



Fonte: Dados de pesquisa

Decomposição da variância

A decomposição da variância do erro de previsão (FEVD – “forecast-error variance decomposition”) é a porcentagem da variância do erro ao fazer uma previsão de uma variável (no caso, “pessoas ocupadas”) devido a um choque específico; e “pessoas ocupadas”, “produção”, “salário” e “produtividade” para um dado horizonte (12 meses). Os resultados são apresentados na tabela 7 e pelo gráfico 4 para um modelo VEC, que sugere pouca interação entre as variáveis ao apresentar que, aos 12 meses de horizonte, 4,72% do

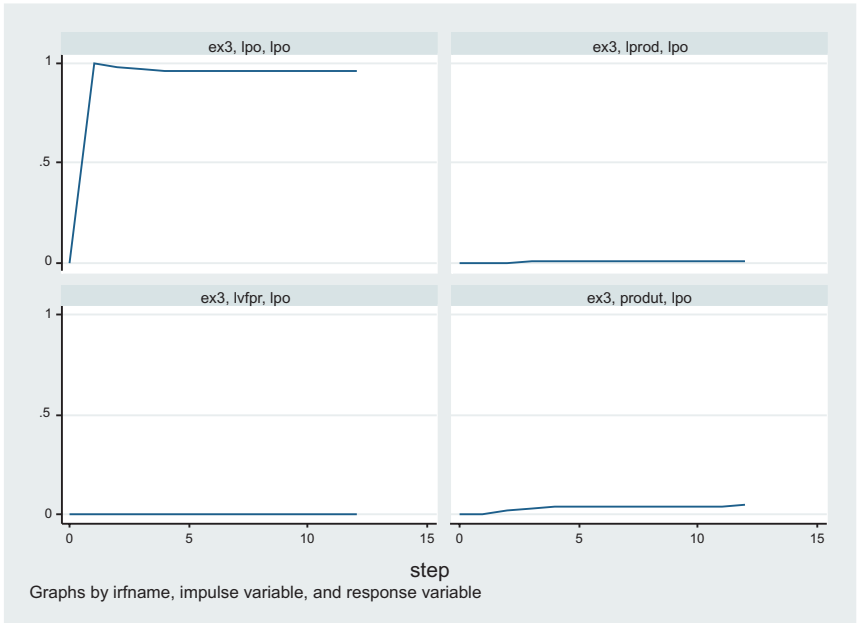
erro de previsão das pessoas ocupadas é atribuído a “choque na produção”, “salário” e “produtividade”. Se o choque no erro das variáveis “pessoas ocupadas”, “produção”, “salário” e “produtividade”, não explicar a variância do erro de previsão das pessoas ocupadas para todo o horizonte de previsão, isso indica que “pessoas ocupadas” é uma sequência exógena conforme sugerido por ENDERS, 1995. Tal resultado é apresentado na tabela 7, pois 95,28% da variância das pessoas ocupadas é explicada por choques na própria variável.

Tabela 6 – Decomposição da variância (FEVD) das pessoas ocupadas (%)

Step	Impulse (lpo) Resposta (lpo)	Impulse(lprod) Resposta (lpo)	Impulse (salário) Resposta (lpo)	Impulse (produç) Resposta (lpo)
0	0	0	0	0
2	97,52	0,07	0,07	2,34
4	96,15	0,09	0,12	3,64
6	95,71	0,10	0,13	4,06
8	95,49	0,11	0,13	4,27
10	95,36	0,11	0,14	4,39
12	95,28	0,11	0,14	4,47

Fonte: Dados de pesquisa

Gráfico 4 – Decomposição da variância



Fonte: Dados de pesquisa

Conclusão

As relações de longo prazo da demanda de trabalho no setor industrial foram significativas, com sinal esperado, pois verificou-se uma elasticidade de substituição positiva entre capital e trabalho no valor de 0,1824469 (σ); uma elasticidade de demanda de trabalho em relação ao produto no valor de 1,607056 (η); e uma elasticidade de demanda total de trabalho com relação ao salário no valor de -0,70816 (η'_{LL}). Estes valores não diferem muito da literatura nacional recente sobre o mesmo assunto, embora os resultados devam ser analisados com cautela, pois as

estimativas dos parâmetros baseiam-se na hipótese de que os parâmetros da equação de demanda permanecem constantes ao longo do período. A partir da decomposição da variância do modelo VEC estimado, verificou-se que a série “pessoal ocupado” é uma sequência exógena. Para trabalhos futuros seria interessante comparar a elasticidade de emprego produto nas décadas de 1970 e 1980 com as décadas de 1990 até 2007, utilizando uma mesma metodologia, pela qual se pretende verificar se o aumento da produtividade do setor industrial teria impacto sobre a magnitude da elasticidade do emprego-produto.

Bibliografia

- AGUILAR, G. RENDOS, S. Matching Bias in Labor Demand. **Economics Letters** Available online, February, 2008.
- BARROS, R. P. CORSEUIL, G. H. GONZAGA, G. A evolução da demanda por trabalho na indústria brasileira: evidências de dados por estabelecimento – 1985/97. **Pesquisa Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro: v. 31, n. 2, p. 187-212. ago. 2001.
- BURNQUIST H. L. BACCHI, M. R. P. A demanda de gasolina no Brasil: uma análise utilizando técnicas de cointegração. <http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/DemandaGasolina.pdf>, acesso 15/01/2007.
- BERNDT E. R. **The Practice of Econometrics**: Classic and Contemporary. Addison-Wesley Publishing Company, 1991. 702 p.
- CHAHAD, J.P.Z. et alli. A elasticidade emprego-produto setorial no Brasil: novas evidências. In: CHAHAD, J. P. Z. MENEZES-FILHO, N. A. **Mercado de Trabalho no Brasil**. LTr ed. 2002, cap. 4, p. 97-135.
- CONJUNTURA ECONÔMICA, FGV, vol. 31, n. 05, maio 2007.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. John Wiley & Sons Inc. 1995. 433 p.
- FAJNZYLBER, P. MALONEY, W. F. Labor Demand in Colombia, Chile and Mexico - Dynamic Panel Modeling. June – 2000, UFMG – CEDEPLAR – **Texto de Discussão**, 22 p.
- FERREIRA, P. C. GUILLÉN, O. T. C. Estrutura Competitiva, Produtividade Industrial e Liberalização Comercial no Brasil. **Revista Brasileira de Economia (RBE)**, Rio de Janeiro: v. 58, n. 4, p. 507-532. out./dez. 2004.
- GEARY, P. KENNAN, J. The Employment-Real Wage Relationship: An international Study. **Journal of Political Economy**, 90:854-871. 1982.
- GONZAGA, G. CORSEUIL, C. H. Emprego Industrial no Brasil: Análise de Curto Prazo e Longo Prazo. **Revista Brasileira de Economia**, 55(4): 467-491. out./dez. 2001.
- HAMERMESH, D. S. **Labor Demand**, Princeton University Press, 1993, 444 p.
- HARRIS, R. **Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling**. Prentice Hall, 1995, 171 p.
- HASAN, R. MITRA, D. RAMASWAMY, K.V. Trade Reforms, Labor Regulations and Labor-Demand Elasticities: Empirical Evidence From India. **National Bureau of Economic Research (NBER)**, Working Paper, n. 9879, 55 p. July 2003.
- KRISHNA, P. DEVASHISH, M. SAJJID, C. Trade Liberalization and Labor Demand Elasticities: Evidence From Turkey. **Journal of International Economics**. v.55, p.391-409. 2001.
- LEWIS P. E. T. MacDONALD, G. The Elasticity of Demand for Labour in Australia. **The Economic Record**, vol. 78, n. 1, March, 2002. p. 18-30.
- LIU, HAOMING. A cross-country comparison of the cyclical of real wage. **Canadian Journal of Economics**. Nov. 2003, vol. 36, n. 4, p. 923-948.
- LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied Time Series Econometrics**, Cambridge, 2004, 321 p.
- MELLER, P. LABÁN, R. Estimación de elasticidade variáveis no mercado de trabalho do Chile. **Pesq. Plan. Econ.** 18(3), p. 529-560, dez. 1998.
- MENEZES-FILHO, N. A. RODRIGUES JR., M. Tecnologia e Demanda por Qualificação na Indústria Brasileira. **Revista Brasileira de Economia (RBE)**, Rio de Janeiro, v.57, n.3, p. 68-603, jul./set. 2003.
- ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**, 2. ed. Mc-Graw-Hill, 2001, 645p.
- REIS, M. C. Os impactos das mudanças na Demanda por Trabalho Qualificado sobre o Desemprego por nível de Qualificação durante os Anos Noventa no Brasil. **Revista Brasileira de Economia (RBE)**, Rio de Janeiro, v.60, n.3, p. 297-318, jul./set. 2006.

SILBERGERG, E. **The Structure of Economics: A Mathematical Analysis**. Mc-Graw-Hill, 1990, 686 p.

SLAUGHTER, M. J. International trade and Labor-Demand Elasticities. **Journal of International Economics**. v. 54, n. 1, p. 27-56, June 2001.

SOUZA, N.; CURADO. Produtividade do Trabalho, Salários Reais, Desemprego na Indústria de Transformação do Brasil na Década de 1990, Teoria e Evidência. **Revista de Economia Contemporânea**, R.J. 9(3): 485-508, set./dez. 2005

STOCK J. H. e WATSON, M. W. **Econometria**. Pearson Addison Wesley, 2004, 485 p.

Anexo

Matriz de Correlação

	lpo	lprod	lsal	produ
lpo	1.0000			
lprod	0.7383 (0.0000) ^c	1.0000		
lsal	0.7486 (0.0000)	0.7090 (0.0000)	1.0000	
produ	0.6234 (0.0000)	0.9795 (0.0000)	0.6226 (0.0000)	1.0000

C = Valor da probabilidade do teste t