

# Emprego Industrial no Brasil: Análise de Curto e Longo Prazos\*

Gustavo Gonzaga\*\*

Carlos Henrique Corseuil\*\*

Sumário: 1. Introdução; 2. Modelos dinâmicos de demanda por trabalho; 3. Descrição das variáveis utilizadas; 4. Ajustamento parcial do emprego industrial: resultados; 5. O modelo de ajustamento parcial na presença de variáveis não-estacionárias; 6. Análise de co-integração e estimação do VECM; 7. Conclusões.

Palavras-chave: demanda por trabalho; emprego industrial; não-estacionariedade.

Códigos JEL: J23.

O objetivo deste artigo é estimar os parâmetros do modelo dinâmico de demanda por trabalho com os dados da PIM/IBGE entre janeiro de 1985 e agosto de 1999. Trabalha-se com uma equação de ajustamento parcial do emprego industrial, contendo como variáveis explicativas o produto e o custo salarial real médio. Como há sinais de que as variáveis analisadas são não-estacionárias, estima-se também uma relação de co-integração e o modelo de vetor de correção de erros (VECM) correspondente. Os procedimentos para a estimação da matriz de co-integração e do VECM levam em conta as restrições impostas pela equação de Euler do modelo linear quadrático, conforme demonstrado em Dolado et alii (1991). As estimativas da elasticidade produto do emprego no curto prazo se situam entre 0,025 e 0,037, enquanto a elasticidade custo salarial do emprego no curto prazo se situa entre zero e -0,026. Já no longo prazo, os resultados são mais dispersos, dependendo da especificação utilizada.

In this paper we estimate the parameters of the traditional dynamic labor demand model. We base our empirical analysis on information provided by a monthly survey for the Brazilian manufacturing sector (PIM/IBGE) for the period 1985-1999. Since non-stationarity evidence was found, we also estimate cointegration relations and the corresponding vector error correction models (VECM). This estimation incorporates the restrictions imposed by Euler equations of quadratic linear models as shown in Dolado et al. (1991). Estimated values for product elasticity, in the short run, vary from 0,025 to 0,037 according to the specification. Estimated values for wage elasticity, in the short run, vary from 0 to -0,026. In the long run, the estimation range for both parameters is much wider, depending on the specification used.

---

\*Artigo recebido em mar. 2000 e aprovado em abr. 2001. Os autores agradecem a um parecerista anônimo pelos comentários e sugestões, reconhecendo a responsabilidade pelos eventuais erros remanescentes. O primeiro autor agradece ao CNPq pelo auxílio financeiro.

\*\*Departamento de Economia da PUC-Rio.

\*\*DIPES/IPEA.

## 1. Introdução

Um dos fatos mais marcantes referentes ao comportamento do mercado de trabalho brasileiro na década de 1990 foi a substancial redução de empregos industriais. Os dados da pesquisa industrial mensal (PIM), do IBGE, mostram que, enquanto a produção industrial cresceu 1,25% ao ano, em média, entre 1990 e 1999, o emprego industrial caiu 5,8% ao ano, em média, no mesmo período. A redução do emprego industrial foi praticamente monotônica desde 1990, atenuada por períodos muito curtos de leve crescimento ou de estabilização. Em dezembro de 1999, o emprego industrial dessazonalizado (pelo método X-11 Arima) era 48,7% inferior ao nível observado em janeiro de 1990.

O elevado grau de importância do tema contrasta com o pequeno número de modelos econômicos estimados recentemente que procuram identificar os fatores por trás da determinação do emprego industrial.

O objetivo deste artigo é preencher esta lacuna empírica, através da estimação do tradicional modelo dinâmico de demanda por trabalho com os dados da PIM entre janeiro de 1985 e agosto de 1999. No caso, estima-se uma equação de ajustamento parcial do emprego industrial, contendo como variáveis explicativas o produto e o custo salarial real médio (incluindo todos os encargos sociais e benefícios).

Como há sinais de que as variáveis analisadas são não-estacionárias, estima-se também uma relação de co-integração entre elas e o modelo de vetor de correção de erros (VECM) correspondente. Os procedimentos para a estimativa da matriz de co-integração e do VECM levam em conta as restrições impostas pela equação de Euler do modelo linear quadrático, conforme demonstrado em Dolado et alii (1991).

As principais contribuições do artigo são a atualização das estimativas do modelo tradicional de ajustamento parcial, que corretamente levam em conta os aspectos dinâmicos da determinação do emprego, e o uso de técnicas adequadas para lidar com o problema da provável presença de raízes unitárias nas variáveis do modelo, o que pode estar comprometendo os resultados do modelo tradicional, devido ao clássico problema de regressões espúrias.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Como o período de análise (span) é relativamente curto, o que reduz a potência dos testes de raízes unitárias, optou-se por mostrar os resultados dos dois procedimentos, comparando os resultados e sempre aconselhando o leitor a analisar os resultados com cautela, dadas as limitações relativas dos dois métodos.

A próxima seção apresenta o modelo de ajustamento parcial do emprego e alguns resultados empíricos de estimações de equações de emprego para outros países e para o Brasil. A seção 3 descreve os dados utilizados neste artigo. A seção 4 contém os principais resultados da estimação da equação de ajustamento parcial do emprego industrial no Brasil. A seção 5 mostra como a estimativa do modelo de custos de ajustamento quadráticos é afetada pela presença de variáveis não-estacionárias. A seção 6 apresenta os resultados da análise de co-integração e o modelo de correção de erro estimado. As conclusões são apresentadas na última seção do artigo.

## 2. Modelos Dinâmicos de Demanda por Trabalho

A função de demanda por trabalho fornece a quantidade de trabalhadores que uma determinada firma estaria disposta a contratar em um determinado período, dados o seu custo salarial real e o volume de vendas (produção). Os modelos tradicionais de demanda por trabalho consideravam apenas a dimensão estática deste processo de escolha da quantidade de trabalhadores empregados pelas firmas. Ou seja, a hipótese era de que a firma poderia ajustar como desejasse, sem custo algum, a quantidade de trabalhadores. Os únicos custos associados à mão-de-obra nestes modelos estáticos eram os custos salariais (a soma dos salários e benefícios indiretos) e os encargos sociais que incidem sobre a folha de pagamentos, não sendo considerados os custos relacionados à movimentação (contratação e dispensa) de trabalhadores.

Os modelos dinâmicos de demanda por trabalho, por sua vez, incorporaram à análise os custos de ajustamento da mão-de-obra, ou seja, os custos de demissão e contratação. O resultado principal é que o ajuste do emprego escolhido pela firma maximizadora de lucros não é instantâneo e leva tempo, já que a firma escolhe diluir os custos de demissão e de contratação ao longo do tempo.

Os custos de demissão são em geral previstos por lei, como o aviso prévio e possíveis indenizações. Os custos de contratar englobam os custos de anunciar as vagas disponíveis, entrevistar e selecionar candidatos, e treinar os novos contratados. Há também, nos dois casos (contratação e demissão), custos indiretos incorridos pela firma devido à necessidade de reorganização interna – geralmente causados por efeitos psicológicos e morais advindos desta reorganização.

Uma das conclusões dos estudos sobre demanda por trabalho, na sua dimensão dinâmica, é que uma firma não contrata mais mão-de-obra qualificada (de altos custos de seleção e treinamento) se a expectativa é de que o aumento das vendas de seu produto não seja permanente (Hamermesh, 1993; Hamermesh & Pfann, 1996). Caso a firma acredite que o aumento de vendas seja temporário, ela desconta os custos futuros de dispensa dos novos trabalhadores contratados e, em muitos casos, decide não contratá-los. Isto é particularmente notado no caso em que as firmas têm outros fatores de produção mais flexíveis, como a possibilidade de variar o número de horas trabalhadas de seus empregados sem custos excessivos, ou a possibilidade de contratar mão-de-obra temporária, de menor custo de demissão. Mesmo no caso em que as firmas percebam o aumento de vendas como permanente, o custo de contratação de novos trabalhadores pode ser tão alto que não compense admiti-los.

O modelo dinâmico de demanda por trabalho mais simples de ser estimado é o que supõe que os custos de ajustamento crescem mais do que proporcionalmente em relação à variação da quantidade de trabalhadores, em geral de forma quadrática. O modelo-padrão também supõe que a função receita das firmas é linear-quadrática, bem como a formação de expectativas racionais por parte dos empregadores (Sargent, 1978; Nickell, 1986).

Formalmente, supõe-se que as firmas maximizam o valor presente esperado de seus lucros:

$$\text{Max}E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [R(N_{t+i}, A_{t+i}) - W_{t+i}N_{t+i} - C(N_{t+i} - N_{t+i-1})] \right\} \quad (1)$$

onde  $E_t(\cdot)$  é a expectativa condicional ao conjunto de informação em  $t$ ;  $R(\cdot)$  é a função receita linear-quadrática em  $N_t$ ;  $N_t$  é o nível de emprego no período  $t$ ;  $A_t$  é um parâmetro tecnológico;  $W_t$  é o custo salarial real (pela ótica do produtor);  $\beta$  é a taxa de desconto intertemporal das firmas; e  $C(\cdot)$  é a função de custo de ajustamento, quadrática e simétrica, dada por:

$$C(N_t - N_{t-1}) = \frac{1}{2} c(N_t - N_{t-1})^2 \quad (2)$$

A solução deste modelo é bem conhecida. A equação de Euler pode ser escrita da seguinte forma:

$$N_t(1 - \lambda L) = (1 - \lambda)(1 - \beta\lambda) \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\lambda)^s E_t N_{t+s}^* \quad (3)$$

onde  $\lambda$  é a raiz não-explosiva da equação característica e  $N_t^*$  corresponde ao nível-meta de emprego a cada período, podendo ser descrito por:

$$N_t^* = \alpha X_t + e_t, \quad (4)$$

onde supomos que  $e_t$  é um ruído branco, e  $X_t = (A_t, W_t)'$ .

O modelo supõe também que  $X_t$  segue um processo auto-regressivo representado por um polinômio geral do tipo  $\rho(L)X_t = \varepsilon_t$ , onde  $\varepsilon_t$  é um ruído branco e  $\rho(L)$  é um polinômio no operador *lag L* de ordem  $p$ , com todas as raízes fora do círculo unitário.

Como  $E_t N_{t+s}^* = \alpha E_t X_{t+s}$  para  $s > 0$ , uma vez que  $e_t$  é um ruído branco, é fácil mostrar através da equação de Euler (3) que  $N_t$  obedece à seguinte equação:

$$N_t = \lambda N_{t-1} + \gamma(L)X_t + v_t \quad (5)$$

Este é o modelo de ajustamento parcial do emprego e será estimado na seção 4 deste artigo. As variáveis de produto industrial e custo salarial real serão utilizadas na transição deste modelo para o tratamento empírico, substituindo o vetor  $X_t$  acima.

O parâmetro  $\lambda$  indica quão rápido se dá o ajuste do nível de emprego desejado a variações das variáveis exógenas do modelo, se situando entre 0 e 1, de forma que o modelo não tenha um comportamento explosivo. Valores próximos de 0 para  $\lambda$  indicam um ajuste rápido do emprego. Já valores próximos de 1 indicam um ajuste lento.

Este modelo de ajustamento parcial foi utilizado por diversos pesquisadores de forma a gerar estimativas do ajustamento do emprego para diferentes países e compará-las, procurando identificar a influência de custos institucionais de ajustamento do emprego sobre a evolução do emprego nestes países (ver Hamermesh, 1993, para uma extensa resenha da literatura empírica).

Abraham e Houseman, por exemplo, fazem uso deste arcabouço em uma série de trabalhos (1989, 1992, e 1993; e Houseman & Abraham, 1993) que comparam a velocidade de ajustamento do emprego e das horas trabalhadas nos EUA e em diferentes países (Japão, Alemanha, Bélgica e França). Houseman e Abraham (1993) mostram que a resposta do emprego a variações do produto é muito mais lenta nos países europeus do que nos EUA. Abraham e Houseman (1989) comparam o ajuste do emprego em relação a variações

inesperadas na produção nos EUA e no Japão. O principal resultado é que o emprego responde a uma variação do produto de forma muito mais intensa na economia americana do que na japonesa. Em Abraham & Houseman (1992 e 1993), a comparação é entre os EUA e a Alemanha. O principal resultado é que os maiores custos de ajuste no nível de emprego na Alemanha em relação aos EUA são compensados, na maioria das vezes, pelos menores custos de se ajustar horas de trabalho por empregado, de forma que o ajuste no total de horas trabalhadas nos dois países é similar.

No Brasil, poucos esforços têm sido feitos para identificar qual o modelo que melhor representa a determinação do nível de emprego numa firma e para estimar seus parâmetros. Até bem recentemente, a maior parte dos modelos de demanda por trabalho era estimada em sua versão estática, sem atentar para os custos de demissão e contratação e suas consequências sobre a velocidade de ajuste do emprego.

Chahad e Luque (1989), por exemplo, discutem a capacidade de absorção de mão-de-obra por parte da indústria brasileira. A equação de determinação do emprego industrial estimada pelos autores procura explicar as variações do emprego como função de variações do nível de produto. Pereira et alii (1989) também usam um modelo estático de demanda por trabalho para estimar a elasticidade produto do emprego na indústria brasileira. Os dois artigos, portanto, ignoram os dois outros parâmetros de interesse do modelo de ajustamento parcial: o coeficiente de ajuste do emprego e a elasticidade custo salarial do emprego. Estes dois artigos usam dados que vão até o ano de 1981 (no caso de Chahad e Luque) e 1985 (em Pereira et alii). Duas outras importantes referências de trabalhos empíricos sobre demanda por trabalho no Brasil são Bacha et alii (1977) e Macedo (1981).

Mais recentemente, surgiram alguns outros estudos que procuram usar técnicas de séries temporais para estimar curvas de demanda por trabalho no Brasil. Meyer (1998), por exemplo, as utiliza para estudar a determinação do emprego setorial na economia brasileira.

### 3. Descrição das Variáveis Utilizadas

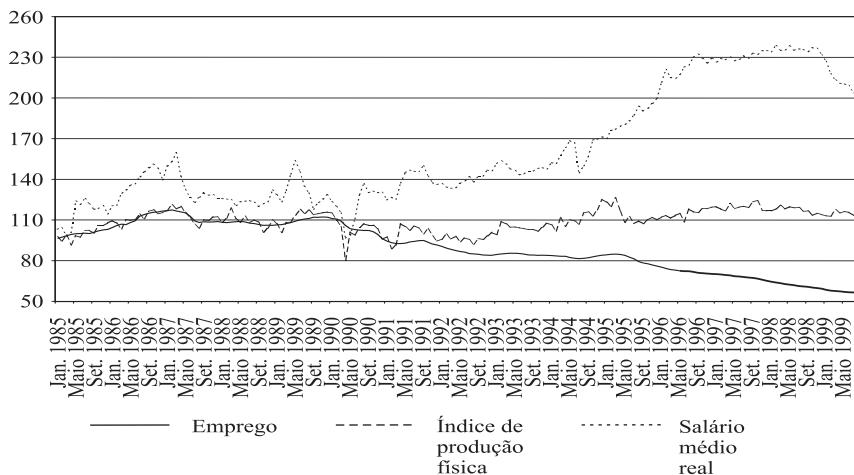
A fonte dos dados utilizados para a estimação da equação de determinação do emprego industrial no Brasil consiste na Pesquisa Industrial Mensal (PIM) do IBGE, com base na qual é possível obter as séries de emprego, custo salarial

médio real e produção. Como descrevemos a seguir, utilizamos dados da PIM – dados gerais (PIM-DG) e da PIM – produção física (PIM-PF).<sup>2</sup>

A série de emprego corresponde ao pessoal ocupado na produção industrial, pesquisado pela PIM-DG. O custo salarial médio real se refere à folha de pagamentos média (total da folha de pagamentos dividido pelo número de trabalhadores empregados, ambos obtidos da PIM-DG) deflacionada pelo IPA-OG (índice de preços por atacado, oferta global) da indústria, calculado pela Fundação Getulio Vargas (FGV), e multiplicada pela alíquota de encargos sociais que incidem sobre a folha de pagamentos (ver anexo). No caso da série de produção, utilizamos o índice de produção física (IPF) da pesquisa PIM-PF.

O período de análise está compreendido entre os meses de janeiro de 1985 e agosto de 1999. A periodicidade dos dados é mensal. De forma a estabilizar a variância das séries, utilizamos o logaritmo natural de cada variável.

Figura 1  
Emprego, produto e salário médio real



A figura 1 apresenta os dados dessazonalizados (pelo X-11 Arima) para as séries de emprego, produto e custo salarial médio real na indústria geral para o período 1985-99. Observe como a série de emprego tem uma evolução muito mais suave, flutuando bem menos do que as séries de produto e de custo salarial. Esta característica do emprego é observada na maioria dos países, refletindo a existência de custos de ajustamento do emprego, como discutimos na seção 2 deste artigo. A razão básica para a ausência de movimentos

<sup>2</sup> O anexo metodológico contém a descrição exata das variáveis utilizadas neste artigo.

bruscos da série de emprego é que as firmas, em geral, não alteram do dia para a noite seu nível de emprego, sendo os ajustes tipicamente diluídos ao longo do tempo. Esta característica do emprego é que sugere a utilização dos modelos de ajustamento parcial do emprego que serão estimados para o caso da indústria geral na próxima seção.

#### 4. Ajustamento Parcial do Emprego Industrial: Resultados

O modelo de ajustamento parcial estimado tem a seguinte especificação:

$$N_t = \text{constante} + \lambda_1 N_{t-1} + \lambda_2 N_{t-2} + aY_t + bW_t + dt + \text{dummy sazonais} + u_t$$

onde  $N_t$  é o nível de emprego industrial no período  $t$ ;  $Y_t$  é o nível de produção industrial;  $W_t$  é o custo salarial médio real na indústria;  $t$  capta a tendência determinística do emprego; e  $u_t$  é um distúrbio relacionado a algum componente não observável ou erros de medida nas demais séries.

O modelo foi estimado com todas as variáveis em *logs*. O sinal esperado da elasticidade produto do emprego ( $a$ ) é positivo e o da elasticidade custo salarial do emprego ( $b$ ) é negativo. A escolha de uma especificação com duas defasagens do produto foi escolhida através do critério de informação de Schwarz. Defasagens de  $Y_t$  e  $W_t$  também foram testadas, mas não se revelaram significativas. As variáveis *dummy* sazonais são todas significativas, mas seus coeficientes não são reportados aqui para poupar espaço.

Um problema econometrício conhecido da especificação estimada é a inconsistência dos estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO). Isto ocorre devido à endogeneidade dos regressores produto e custo salarial médio, já que estas variáveis dependem do nível de emprego, e à presença do emprego defasado como um dos regressores, o que causa possível correlação com o erro. Desta forma, estimamos as regressões por MQO e pelo método de variáveis instrumentais (VI). Entre os instrumentos, além das variáveis exógenas e pré-determinadas, foi incluída uma defasagem do custo salarial real. A tabela 1 fornece as estimativas do modelo pelo método de variáveis instrumentais.

Todos os coeficientes são significativamente diferentes de zero e têm o sinal esperado. A elasticidade de curto prazo do produto sobre o emprego foi estimada em 0,037. Já o efeito de uma elevação do custo salarial real médio sobre o emprego no curto prazo foi estimado em -0,021. O coeficiente de

ajustamento do emprego foi estimado em 0,97, o que confirma a suavidade e ausência de movimentos bruscos da série de emprego. O coeficiente de tendência também se revelou significativo, porém pequeno, com um coeficiente de -0,0001, o que está capturando uma tendência de redução sistemática do emprego industrial no Brasil, provavelmente devido aos ganhos de produtividade advindos da crescente introdução de novas tecnologias organizacionais.

Tabela 1  
Equação de ajustamento parcial do emprego: variáveis instrumentais  
(Brasil – indústria geral)

Período	Coeficiente de ajuste $(\lambda = \lambda_1 + \lambda_2)$	Elasticidade produto (a)	Elasticidade custo salarial (b)	Tendência (d)
Jan. 1985-	0,968*	0,037*	-0,021*	-0,0001*
Ago. 1999	(0,007)	(0,009)	(0,007)	(0,00003)

Obs.: Desvios-padrão em parênteses. \*indica que o coeficiente é significativo a 5%.

Como a economia brasileira passou por mudanças estruturais significativas ao longo do período, como a liberalização comercial e o processo de estabilização da inflação após o Plano Real, fazemos uma análise de estabilidade dos parâmetros estimados. A figura 2 mostra a evolução dos quatro principais parâmetros de interesse estimados recursivamente (as duas defasagens do emprego, e as elasticidades emprego-produto e emprego-salário).

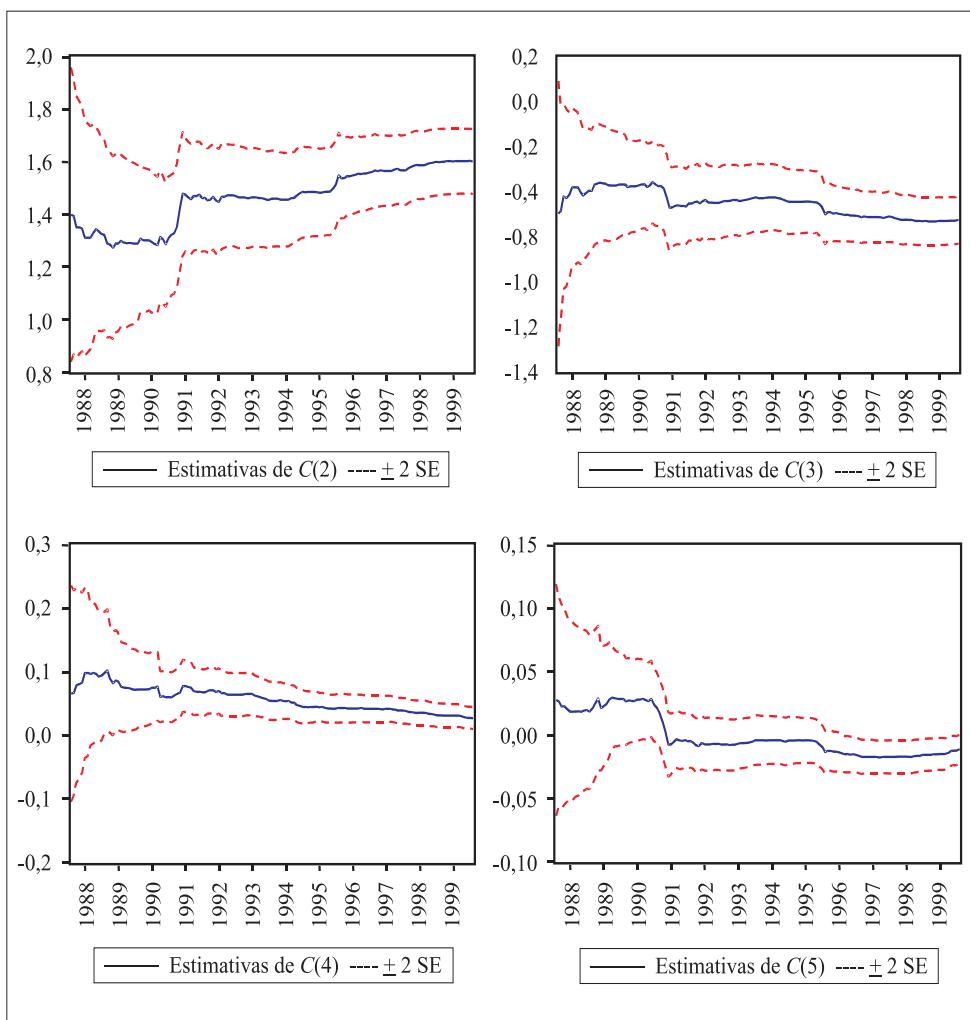
Os gráficos sugerem que, com exceção da elasticidade emprego-produto, ocorrem pequenas alterações nos coeficientes estimados em meados de 1990 e no início de 1995, que poderiam estar relacionadas às duas principais mudanças estruturais do período.

Cabe observar que a elasticidade emprego-salário só fica significativamente inferior a zero após o Plano Real, o que é um resultado esperado teoricamente, uma vez que um ambiente mais competitivo faz aumentar (em valor absoluto) a elasticidade emprego-salário (Gonzaga, 1997).<sup>3</sup>

---

<sup>3</sup>Na verdade, os estudos citados na seção 2 não obtinham valores negativos para este coeficiente.

**Figura 2**  
 Coeficientes recursivos:  
 $C(2)=\lambda_1$ ;  $C(3)=\lambda_2$ ;  $C(4)=a$ ;  $C(5)=b$

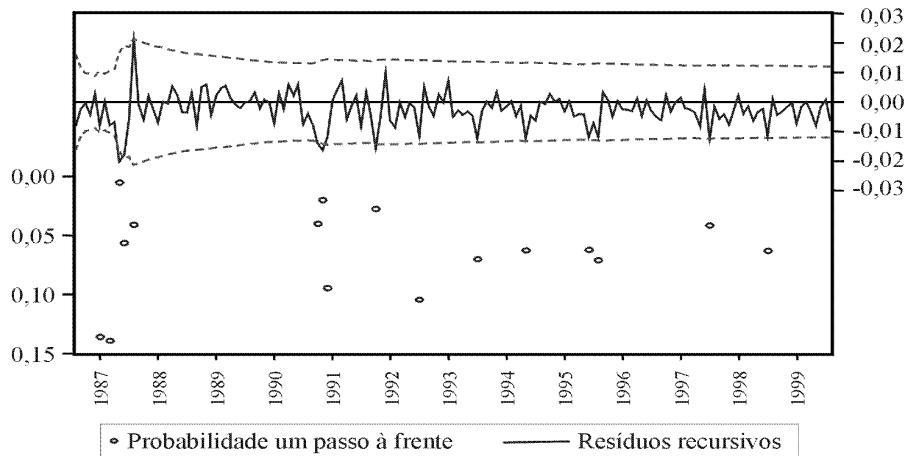


A figura 3 apresenta os resíduos recursivos, com os intervalos de confiança baseados nos desvios-padrão da amostra completa, e os  $p$ -values para os pontos da amostra em que a hipótese nula de constância dos parâmetros seria rejeitada. O gráfico mostra que, no final de 1990, início de 1995 e meados de 1997, rejeita-se a hipótese nula a 10%, mas não a 5%.

Finalmente, aplicamos testes de quebra estrutural de Chow para diversos pontos selecionados da amostra entre 1990 e 1995 para a especificação de

mínimos quadrados ordinários. Os resultados não rejeitam a hipótese nula de não-mudança estrutural, o que também é confirmado pelo teste de estabilidade estrutural de Hansen para os coeficientes individuais. Pode-se concluir, portanto, que os indícios de pequenas mudanças estruturais não são fortes o suficiente para invalidar a hipótese de constância dos parâmetros ao longo do período analisado.

Figura 3  
Resíduos recursivos e testes de previsão um passo à frente



No longo prazo, devemos considerar a acumulação dos efeitos de curto prazo. As elasticidades produto e custo salarial do emprego de longo prazo são dadas, respectivamente, por  $a/(1 - \lambda)$  e  $b/(1 - \lambda)$ . Como mencionamos, isto ocorre porque existem custos de ajustamento do emprego (de contratação e demissão), institucionais e não-institucionais, que fazem com que o ajuste do emprego seja lento e distribuído ao longo do tempo.

A tabela 2 fornece as elasticidades de longo prazo. A elasticidade produto do emprego de longo prazo foi estimada em 1,13, enquanto a elasticidade custo salarial do emprego no longo prazo foi de -0,66.

Tabela 2  
Coeficientes de longo prazo da equação de determinação do emprego industrial no Brasil (indústria geral)

Período	Elasticidade produto de longo prazo	Elasticidade custo salarial de longo prazo
Jan. 1985-Ago. 1999	1,13	-0,66

## 5. O Modelo de Ajustamento Parcial na Presença de Variáveis Não-Estacionárias

Dolado et alii (1991) mostram como a presença de raízes unitárias nas variáveis que compõem o vetor  $X_t = (A_t, W_t)'$  descrito acima afeta a estimação da equação de Euler (equação (3) da seção anterior).

O caso geral desenvolvido pelos autores pode ser facilmente ilustrado no caso em que  $\rho(L) = 1 - L$ , ou seja,  $X_t$  segue um passeio aleatório dado por:

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Neste caso, como  $E_t N_{t+s}^* = \alpha X_t$ , é fácil ver que:

$$N_t = \lambda N_{t-1} + (1 - \lambda)\alpha X_t + (1 - \lambda)(1 - \beta\lambda)e_t \quad (7)$$

Como  $\lambda < 1$ ,  $N_t$  é uma variável integrada de ordem 1,  $I(1)$ , quando  $X_t$  é  $I(1)$ .

De (6) e (7), mostra-se que é possível construir a variável  $Z_t$  definida como:

$$Z_t = N_t - \alpha X_t = (1 - \lambda L)^{-1}[-\lambda\alpha\varepsilon_t + (1 - \lambda)(1 - \beta\lambda)e_t] \sim I(0)$$

O lado direito da equação é claramente uma variável estacionária, o que implica que as variáveis  $N_t$  e  $X_t$  são co-integradas com o vetor de co-integração dado por  $\alpha$ . Note, no entanto, que o erro de equilíbrio,  $Z_t$ , tem uma estrutura de alta correlação serial, além de ser correlacionado com  $X_t$ . Isto implica que as estimativas do vetor de co-integração por mínimos quadrados ordinários (MQO) estáticos, assim como através do método de Engle-Granger, apesar de consistentes, não são úteis para a formulação de testes de hipóteses (Stock & Watson, 1993).

A próxima seção apresenta os resultados dos testes de raízes unitárias e da estimação do vetor de co-integração pelos métodos de Saikkonen (1991) e Johansen (1988). Tais vetores de co-integração nos fornecem medidas da relação de longo prazo entre as variáveis emprego, produto e custo salarial real, podendo ser comparadas às obtidas através do modelo de ajustamento parcial para o Brasil (seção 4) e para outros países.

## 6. Análise de Co-integração e Estimação do VECM

Como descrito, a estimação do modelo de ajustamento parcial é afetada pela presença de raízes unitárias nas séries sob análise. Portanto, o primeiro passo desta seção é testar se as variáveis são estacionárias em nível  $I(0)$  ou em diferenças  $I(1)$ . Caso as evidências apontem para variáveis integradas, é necessário empregar a análise de co-integração como forma alternativa de estimação, a fim de evitar os problemas advindos da prática de regressões espúrias.

A ordem de integração das variáveis emprego, produto e custo salarial foi investigada através de testes augmented Dickey-Fuller (ADF), apresentados na tabela 3. Os testes mostram que não se pode rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária nas três séries. O teste sugere que as séries em nível são não-estacionárias, enquanto as séries em primeira diferença apresentam estatísticas de teste condizentes com a hipótese de estacionaridade.<sup>4</sup>

Tabela 3  
Teste de raiz unitária (estatística  $t$  – ADF)

Séries	Produto	Emprego	Salário	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%
Nível	-1,7603	-2,8767	-1,7658	-3,438	-4,017
Diferença	-5,1047	-3,7930	-4,2762	-3,438	-4,017

O próximo passo da metodologia proposta consiste em testar e estimar relações de co-integração entre as variáveis, como discutido na seção anterior. Dada a diversidade de alternativas para realizar esta análise, optamos por considerar um método baseado em um sistema de equações e outro baseado em uma única equação. Seguiremos o procedimento sugerido por Johansen (1988) para a análise de co-integração baseada em sistema. De acordo com Gregory (1994), tal procedimento é o mais adequado para detectar relações de co-integração em modelos de custo de ajustamento quadráticos.

<sup>4</sup> A escolha do número de defasagens se baseou no critério de Schwarz e na análise da ausência de correlação serial dos resíduos. Na análise das séries em nível foram consideradas 12 defasagens para o produto, 13 para o emprego e 13 para o salário, enquanto na análise das primeiras diferenças foram usadas, respectivamente, 11, 12 e 12 defasagens. Foram incluídas como componentes determinísticos a constante, a tendência e variáveis dummy sazonais.

De forma a testar a robustez do método, apresentamos também os resultados da estimação do vetor de co-integração com base em métodos uniequacionais. Nesse caso, seguiremos o procedimento sugerido em Saikkonen (1991), um dos dois melhores procedimentos para estimar relação de co-integração em amostras limitadas, entre vários métodos baseados em uma única equação, de acordo com Inder (1995).

De forma a comparar os vetores estimados pelos dois métodos, optamos por apresentar primeiramente os resultados baseados no procedimento de Saikkonen, o que nos permite testar se o vetor faz parte do espaço de co-integração estimado pelo método de Johansen.

## 6.1 Estimação baseada em métodos uniequacionais: Saikkonen (1991)

De acordo com o procedimento de Saikkonen (1991), o vetor de co-integração pode ser estimado através de uma equação onde são incluídos, além das primeiras diferenças das variáveis explicativas, *leads* destas mesmas variáveis e lags de todas as primeiras diferenças. Por ser baseado em uma única equação, este procedimento limita o resultado a uma relação de co-integração.

A tabela 4 reporta o vetor de co-integração estimado.<sup>5</sup> Os coeficientes apresentam os sinais esperados e magnitudes menores que as estimadas na seção 4 (tabela 2). A elasticidade de longo prazo do emprego com relação ao produto é de 0,536, e com relação ao custo salarial real é de -0,375.

Tabela 4  
Vetor de co-integração

	Produto	Custo salarial
Coeficiente	0,536	-0,375
Estatística- <i>t</i>	5,839	-6,255

---

<sup>5</sup> Para a determinação do número de leads e lags a ser incluído, seguimos os testes sugeridos por Inder (1995). Os resultados apontaram para uma especificação sem leads nem lags, contando apenas com as primeiras diferenças contemporâneas das variáveis explicativas.

As elasticidades de curto prazo foram obtidas com base na estimação do modelo vetor de correção de erro (VECM), o qual inclui o vetor de co-integração estimado acima. A tabela 5 apresenta os resultados (os coeficientes das variáveis *dummy* sazonais foram omitidas aqui para poupar espaço).

Tabela 5  
Modelo vetor de correção de erro (VECM)

Variável	Coeficiente	Estatística <i>t</i>
Constante	-0,019	-1,238
$\Delta$ Emprego-1	0,715	12,914
$\Delta$ Produto-1	0,026	2,628
$\Delta$ Salário-1	-0,002	-0,177
Vetor de co-integração	-0,002	-0,416

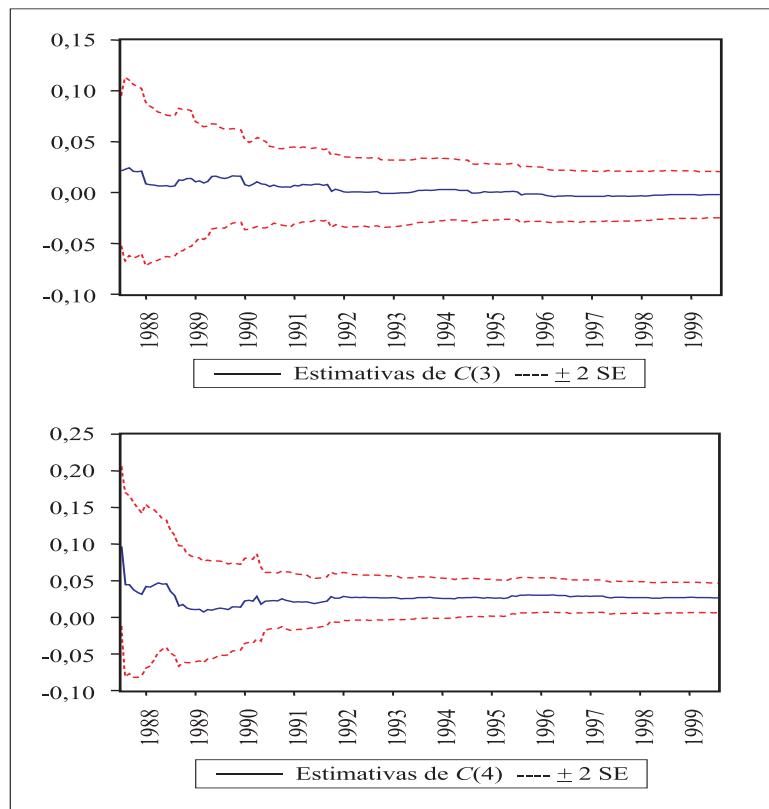
A elasticidade produto do emprego de curto prazo foi estimada em 0,026, o que significa que o efeito sobre o emprego de um aumento de 10% do produto é de apenas 0,26% no mês seguinte. A elasticidade custo salarial do emprego de curto prazo, por outro lado, não é significativamente diferente de zero. Note que estes coeficientes são menores do que os gerados pela estimação do modelo de ajustamento parcial do emprego por variáveis instrumentais descrito na seção 4.

A seguir, apresentamos os resultados da análise de estabilidade estrutural dos parâmetros do VECM. A figura 4 mostra a evolução dos coeficientes recursivos para as elasticidades emprego-produto e emprego-salário.

Os gráficos sugerem que os coeficientes são bastante estáveis ao longo do período, o que é confirmado pela figura 5, que apresenta os resíduos recursivos, com os intervalos de confiança baseados nos desvios-padrão da amostra completa, e os *p*-values para os pontos da amostra em que a hipótese nula de constância dos parâmetros seria rejeitada. Os resultados mostram apenas a rejeição da hipótese de estabilidade no início do período.

A tabela 6 apresenta os *p*-values dos testes *F* de quebra estrutural de Chow aplicados para vários pontos da amostra entre 1990 e 1995 do modelo VECM. Os resultados comprovam a não-rejeição da hipótese nula de não-mudança estrutural para todos os pontos testados.

**Figura 4**  
 Coeficientes recursivos:  
 $C(3)$  = elasticidade emprego-produto;  $C(4)$  = elasticidade emprego-salário



**Figura 5**  
 Resíduos recursivos e testes de previsão um passo à frente

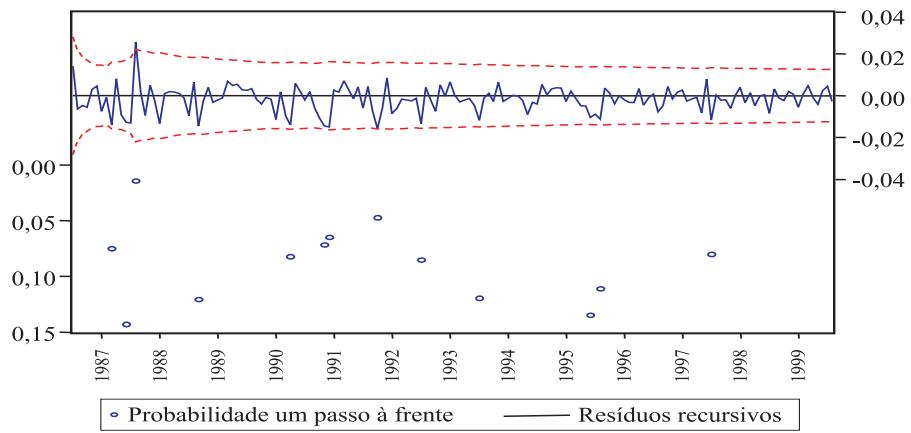


Tabela 6  
Testes de Chow – quebra estrutural – VECM

Data da quebra estrutural	P-value	Data da quebra estrutural	P-value	Data da quebra estrutural	P-value
Jan. 1990	0,332	Jan. 1992	0,356	Jan. 1994	0,817
Abr. 1990	0,418	Abr. 1992	0,368	Abr. 1994	0,811
Jul. 1990	0,291	Jul. 1992	0,335	Jul. 1994	0,921
Out. 1990	0,224	Out. 1992	0,565	Out. 1994	0,871
Jan. 1991	0,304	Jan. 1993	0,659	Jan. 1995	0,798
Abr. 1991	0,311	Abr. 1993	0,661	Abr. 1995	0,718
Jul. 1991	0,179	Jul. 1993	0,652	Jul. 1995	0,778
Out. 1991	0,164	Out. 1993	0,839	Out. 1995	0,860

## 6.2 Estimação com métodos baseados em sistema de equações: Johansen (1988)

O procedimento de Johansen (1988) permite-nos, inicialmente, testar o número de vetores de co-integração compartilhados pelas séries de emprego, produto e salário.

A tabela 7 aponta para a presença de dois vetores de co-integração. Ambas as estatísticas do teste de Johansen (traço e máximo autovalor) não rejeitam a hipótese do número de vetores ser menor ou igual a 2, mas rejeitam a hipótese do número de vetores ser menor ou igual a 1. Estes valores são extraídos de um modelo VAR que inclui duas defasagens para cada variável, além da constante irrestrita e variáveis *dummy* sazonais.<sup>6</sup> A escolha da especificação com a constante incluída de maneira irrestrita significa que a constante possui um componente fora e outro dentro do vetor de co-integração. Este fato implica a presença de uma tendência linear no modelo, quando descrito com as variáveis em nível.

Esta implicação também é compartilhada pela especificação que inclui uma tendência restrita ao vetor de co-integração, além da constante irrestrita. No entanto, um teste de razão de verossimilhança nos fez optar pela primeira

---

<sup>6</sup> A escolha do número de defasagens se baseou nos critérios de Schwarz e Hannan-Quinn.

especificação.<sup>7</sup> As demais especificações – constante restrita sem tendência, e constante e tendência irrestrita – não foram testadas por apresentarem implicações que não nos parecem apropriadas para as séries aqui analisadas. Enquanto a primeira resulta num modelo sem tendência linear, quando representado em níveis, a segunda implica a presença de uma tendência quadrática.

Tabela 7  
Determinação do número de vetores de co-integração

Número de vetores	Estatística traço	Valor crítico	Estatística máximo autovalor	Valor crítico
$p == 0$	32,49**	21,0	51,37**	29,7
$p <= 1$	18,36*	14,1	18,88*	15,4
$p <= 2$	0,5278	3,8	0,5278	3,8

Os vetores resultantes da análise do modelo selecionado estão expostos na tabela 8. Cabe ressaltar que, no caso de dois vetores de co-integração, perde-se o significado de relação de longo prazo compartilhada pelas variáveis, como se interpreta no caso de apenas um vetor de co-integração. O motivo é que, na verdade, o que se estima é o subespaço de co-integração. No caso de dois vetores, os vetores que representam o subespaço em questão podem ser modificados (não apenas no comprimento) através de uma transformação linear.

Tabela 8  
Vetores de co-integração

Emprego	Produto	Custo salarial
1	-4,1489	1,5766
1	-0,2561	0,9719

<sup>7</sup> A estatística de teste obedece à distribuição chi-quadrado com 1 grau de liberdade (número de restrições). O valor da estatística é 0,36, enquanto o valor crítico é 3,84. Portanto, não podemos rejeitar a hipótese nula de que a restrição de tirar a tendência do vetor de co-integração seja o procedimento correto.

Em compensação, é possível verificar, com base em testes de razão de verossimilhança, se algum vetor de co-integração sugerido pela literatura faz parte do sub-espaco aqui estimado. O problema é que a teoria só nos informa a respeito dos sinais, mas nada sobre a magnitude dos coeficientes. Em relação às estimativas reportadas por outros autores, há uma grande variação não só entre os valores, mas também nas técnicas e no tipo de dados empregados. Além disso, estas estimativas em geral se referem aos dados de países desenvolvidos.

O procedimento aqui adotado, portanto, foi o de testar algumas combinações de valores extremos, extraídas de trabalhos que mais se assemelham ao nosso. Os valores para o coeficiente do produto variam entre 0,92 e 0,28 nestes trabalhos, enquanto para o custo salarial variam entre -2,50 e -0,21 (Hamermesh, 1993). As quatro primeiras linhas da tabela 9 mostram que todas essas combinações são rejeitadas. O teste, no entanto, não rejeita o vetor dado pela média dos coeficientes de longo prazo desses outros estudos, como mostra a quinta linha da tabela.

Tabela 9  
Teste para vetores sugeridos

Produto	Salário	Estatística teste $\chi^2(1)$	p-value
0,28	-2,50	7,9949	[0,0047]**
0,92	-2,50	8,2186	[0,0041]**
0,92	-0,21	16,541	[0,0000]**
0,28	-0,21	17,631	[0,0000]**
0,60	-1,35	2,9881	[0,0839]
1,13	-0,66	17,548	[0,0000]**
0,536	-0,375	17,815	[0,0000]**
1,00	0,00	24,328	[0,0000]**
1,00	1,00	0,104	[0,7468]

Obs.: Os coeficientes de produto e salário estão indicados nas duas primeiras colunas. O coeficiente para emprego foi normalizado em -1.

De forma a comparar os resultados obtidos com base nesta metodologia com os reportados anteriormente, testamos também se as relações de longo prazo previstas no modelo de ajustamento parcial (estimado por variáveis instrumentais) e pelo procedimento de Saikkonen fazem parte do subespaço

de co-integração. Esses resultados estão na sexta e sétima linhas da tabela 9, respectivamente, e rejeitam a hipótese nula de que estas relações de longo prazo estejam contidas no subespaço de co-integração.

Duas restrições *ad hoc* com interessantes implicações práticas também foram testadas. A primeira delas, (-1; 0; 0), testa se o custo salarial e o produto não têm influência alguma no nível de emprego no longo prazo. A rejeição desta hipótese vale como uma evidência a favor do fato de tratarmos a série de emprego como  $I(1)$ . Afirmar que a combinação linear em questão não representa um vetor de co-integração é equivalente a afirmar que não é  $I(0)$ , o que neste caso significa que a série de emprego não é  $I(0)$ . A outra restrição testada, (-1; 1; -1), investiga se o nível de emprego varia numa proporção de 1 para 1 com produto e custo salarial (no mesmo sentido, no caso do produto, e em sentido oposto, no caso do salário). A última linha da tabela 9 mostra que esta é a única restrição que não pode ser rejeitada.

Finalmente, as elasticidades de curto prazo foram obtidas com base na estimação do modelo vetor de correção de erro (VECM), o qual inclui os vetores de co-integração estimados nesta subseção. Os resultados são apresentados na tabela 10 (os coeficientes das variáveis *dummy* sazonais foram omitidos para poupar espaço).

Tabela 10  
Modelo Vetor de Correção de Erro (VECM)

Variável	Coeficiente	Estatística <i>t</i>
Constante	0,022	0,529
$\Delta$ Produto-1	0,025	2,625
$\Delta$ Emprego-1	0,651	11,141
$\Delta$ Salário-1	0,010	0,882
Vetor de co-integração 1	-0,006	-2,704
Vetor de co-integração 2	0,002	1,701

A elasticidade produto do emprego de curto prazo foi estimada em 0,025, o que é muito próximo ao estimado no caso do vetor de co-integração estimado pelo procedimento do Saikkonen. A elasticidade custo salarial do emprego de curto prazo, por outro lado, também não é significativamente diferente de zero. A análise de estabilidade estrutural dos parâmetros apresenta resultados bastante similares aos do VECM da subseção anterior.

## 7. Conclusões

O objetivo principal deste artigo foi estudar o processo de determinação do emprego industrial no Brasil. Para tal, fizemos uso do modelo dinâmico (de ajustamento parcial) de demanda por trabalho estimado por variáveis instrumentais e do modelo de correção de erros, que seria o mais adequado para lidar com as variáveis na presença de raízes unitárias.

Através da aplicação econométrica deste modelo aos dados de emprego, produto e custo salarial da Pesquisa Industrial Mensal (PIM) do IBGE, obtivemos estimativas dos parâmetros fundamentais para a análise da evolução do emprego industrial no Brasil no curto prazo. Estes parâmetros são: o coeficiente de ajuste do emprego, indicando quão rápido se dá o ajuste do nível de emprego em direção ao nível desejado; a elasticidade do emprego em relação ao produto; e a elasticidade do emprego em relação ao custo salarial real.

As estimativas da elasticidade produto do emprego no curto prazo se situam entre 0,025 e 0,037. Já no longo prazo, os resultados são mais dispersos. A análise de variáveis instrumentais indica um valor de 1,13, enquanto a estimativa pelo método de Saikkonen é de 0,54 e a análise pelo método de Johansen não rejeita uma elasticidade de 1 (restringindo, neste caso, a elasticidade do salário a ser igual a -1).

As estimativas da elasticidade custo salarial do emprego no curto prazo se situam entre zero e -0,026. Já no longo prazo, a análise de variáveis instrumentais indica um valor de -0,66, o método de Saikkonen aponta para um valor de -0,38 e a análise pelo procedimento de Johansen não rejeita uma elasticidade de -1 (restringindo, neste caso, a elasticidade do produto a ser igual a 1).

Uma importante conclusão do artigo é a limitação das técnicas de séries temporais para estimar as relações de longo prazo previstas nos modelos de demanda por trabalho no Brasil. Por um lado, testes de raízes unitárias indicam que as séries são não-estacionárias, o que, portanto, questiona os resultados obtidos na literatura empírica brasileira e na primeira parte do artigo. Por outro lado, a conhecida baixa potência desses testes e a dificuldade de estimar adequadamente vetores de co-integração com base em séries curtas (com reduzido *span*) também requerem cuidado na análise dos resultados com base nos métodos que estimam vetores de co-integração. Isto é claramente ilustrado pela maior dispersão das estimativas das relações de longo prazo.

Não obstante, vale a pena ressaltar a contribuição deste artigo no sentido de atualizar as estimativas existentes na literatura e de propor e discutir as limitações de formas alternativas de estimação de parâmetros tão importantes para a orientação de políticas públicas relacionadas ao emprego industrial no Brasil.

## Referências Bibliográficas

- Abraham, K. & Houseman, S. Job security and work force adjustment: how different are US and Japanese practices? *Journal of the Japanese and International Economics*, 3:500-21, 1989.
- \_\_\_\_\_ & \_\_\_\_\_. Employment security and labor adjustment: a comparison of west germany and the United States. 1992. mimeog.
- \_\_\_\_\_ & \_\_\_\_\_. *Does employment protection inhibit labor market flexibility? Lessons from Germany, France and Belgium*. 1993. (NBER Working Paper, 4.390.)
- Bacha, E.; Mata, M. & Modenesi, R. *Encargos trabalhistas e absorção de mão-de-obra: uma interpretação do problema e seu debate*. 1972.
- Chahad, J. P. & Luque, R. Elasticidade emprego-produto no ciclo industrial brasileiro. In: Sedlaceck, G. & Barros, R. P. (eds.). *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. Rio de Janeiro, Ipea, 1989. (Série Monográfica, 35.)
- Dolado, J.; Galbraith, J. W. & Banerjee, A. Estimating intertemporal quadratic adjustment cost models with integrated series. *International Economic Review*, 32:919-36, 1991.
- Gonzaga, G. Efectos de la apertura sobre el empleo industrial en Brasil. In: Cárdenas, Maurício (ed.). *Empleo y distribucion del ingresso en America Latina*. Bogotá, TM Editores, 1997.
- Gregory, A. W. Testing for cointegration in linear quadratic models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12:347-60, 1994.
- Hamermesh, D. *Labor demand*. Princeton, Princeton University Press, 1993.
- \_\_\_\_\_ & Pfann, G. Adjustment costs in factor demand. *Journal of Economic Literature*, 34:1264-92, 1996.

Houseman, S. & Abraham, K. *Labor adjustment under different institutional structures: a case study of Germany and the United States.* 1993. (NBER Working Paper, 4548.)

Inder, B. Finite sample arguments for appropriate estimation of cointegrating vectors. Monash University, 1995. mimeog.

Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231-54, 1988.

Meyer, J. *Custo de ajustamento e a demanda por trabalho no Brasil: uma estimativa setorial.* Rio de Janeiro, PUC-Rio, 1998. (Dissertação de Mestrado.)

Nickell, S. Dynamic models of labor demand. In: Ashenfelter, Orley & Layard, Richard (eds.). *Handbook of labor economics.* Amsterdam, North-Holland Press, 1986. ch. 9.

Pereira, P. V.; Cichelli, R. & Barros, R. P. Absorção de mão-de-obra na indústria de transformação. In: Sedlacek, G. & Barros, R. P. (eds.). *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea.* Rio de Janeiro, Ipea, 1989. (Série Monográfica, 35.)

Saikkonen, P. Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions. *Econometric Theory*, 7:1-21, 1991.

Sargent, T. Estimation of dynamic labor demand schedules under rational expectations. *Journal of Political Economy*, 86:1009-44, 1978.

Stock, J. & Watson, M. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61:783-820, 1983.

## Anexo

### Descrição dos Dados

Neste anexo, apresentamos um resumo da metodologia da Pesquisa Industrial Mensal (PIM), a fonte dos dados utilizados neste artigo.<sup>8</sup>

As séries apresentadas foram criadas a partir das seguintes variáveis contidas na PIM: Índice de produção física (IPF); valor da folha de pagamento

---

<sup>8</sup>Este anexo se baseou em: Banco Metadados – Pesquisa Industrial Mensal – Dados gerais, IBGE, 1995; Pesquisa Industrial Mensal – Produção física e emprego, salário e valor da produção – notas metodológicas.

(VFP); total de pessoas ocupadas na produção (POP). A série de custo salarial médio foi criada dividindo-se o total da folha de pagamentos (acrescida da alíquota de encargos sociais que incidem sobre a folha de pagamentos) pelo total de pessoas ocupadas na produção:

$$\text{Custo salarial médio} = \text{VFP}^*(1+t)/\text{POP}$$

A alíquota de contribuição social ( $t$ ) agrupa os seguintes encargos:

- *de janeiro de 1985 a junho de 1989 (total = 26,8%)* – alíquota básica de seguridade social (10%), Funrural (2,4%), fundo para acidentes de trabalho (valor médio de 1,2%), salário-educação (2,5%), contribuição para instituições de ensino técnico e serviço social (2,5%), INCRA (0,2%) e FGTS (8,0%);
- *de julho de 1989 a janeiro de 1993 (total = 35,2%)* – alíquota básica da seguridade social (20%), fundo para acidentes de trabalho (2,0%), salário-educação (2,5%), contribuição para instituições de ensino técnico e serviço social (2,5%), INCRA (0,2%) e FGTS (8,0%);
- *após janeiro de 1993 (total = 35,8%)* – alíquota básica da seguridade social (20%), fundo para acidentes de trabalho (2,0%), salário-educação (2,5%), contribuição para instituições de ensino técnico e serviço social (2,5%), Incra (0,2%), FGTS (8,0%) e Sebrae (0,6%).

A variável custo salarial médio foi deflacionada pelo IPA-OG indústria (índice de preços por atacado, oferta global, da indústria, calculado pela Fundação Getulio Vargas), de forma a obter valores reais. O custo salarial médio real, portanto, equivale a uma medida de custo salarial, de acordo com a ótica do produtor. A seguir, apresentamos detalhes referentes aos métodos de coleta de dados utilizados pela PIM.

A PIM é dividida em duas pesquisas, uma que trata exclusivamente do IPF e outra que é responsável pelos dados gerais (todas as outras variáveis).

O IPF é elaborado a partir de amostra intencional de um painel de produtos e informantes representativo de aproximadamente 62% do valor da produção do censo de 1985. São cobertos 944 produtos e 6.200 empresas, somando cerca de 13 mil dados mensais (a partir de 1991). O índice é, então, calculado com uma fórmula adaptada de Laspeyres (base fixa, em cadeia, com atualização de pesos).

A pesquisa da PIM-DG (dados gerais), por sua vez, contém os dados de emprego e folha de pagamento. A pesquisa investiga 6 mil estabelecimentos industriais selecionados através do uso de amostragem probabilística estratificada sobre o valor da produção e o pessoal ocupado do censo industrial de 1980. O critério de seleção da amostra é o de amostragem aleatória simples sem reposição e produz estimativas para o total do universo de investigação. A unidade de investigação é o estabelecimento, sendo este definido como uma unidade de produção onde é feito um só produto (ou produtos conexos) e são utilizadas as mesmas matérias-primas e processos de fabricação. Cada estabelecimento corresponde, em geral, a apenas uma unidade física ou local e, quando uma mesma unidade elabora mais de um produto (utilizando mesma mão-de-obra e meios de produção), não se observa a ocorrência de mais de um estabelecimento. Ou seja, um estabelecimento é caracterizado pela existência de uma unidade com pessoal específico ligado a ela.

As variáveis aqui utilizadas são definidas na pesquisa da seguinte forma:

- pessoal ocupado na produção (POP) – total de pessoas que exerçam atividades técnico-produtivas diretamente ligadas ao processo produtivo, com ou sem vínculo empregatício ou contrato de trabalho temporário na empresa, mesmo naqueles ramos de atividade em que as unidades só operam em alguns meses do ano; é pesquisado o total de pessoas em atividade na produção (horistas e mensalistas) no último dia do mês de referência da pesquisa;
- valor da folha de pagamento (VFP) – o valor, em moeda corrente, da folha de pagamento do pessoal ocupado na produção do estabelecimento no mês de referência da pesquisa (incluindo 13º salário, horas extras pagas, abonos, ajuda de custo de representação, educação e auxílio funeral, gratificações, prêmios e participação nos lucros distribuídos aos empregados, adicionais de serviço, salário-família, salário-maternidade e enfermidade, abono pecuniário – 10 dias de férias em dobro –, abono de férias etc.).