

Gonzaga, Gustavo; Corseuil, Carlos Henrique

Working Paper

Emprego industrial no Brasil: Uma análise de curto e longo prazos

Texto para discussão, No. 381

Provided in Cooperation with:

Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

Suggested Citation: Gonzaga, Gustavo; Corseuil, Carlos Henrique (1997) : Emprego industrial no Brasil: Uma análise de curto e longo prazos, Texto para discussão, No. 381, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Departamento de Economia, Rio de Janeiro

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/186625>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PUC-RIO

TEXTO PARA DISCUSSÃO
Nº. 381

EMPREGO INDUSTRIAL NO BRASIL:
UMA ANÁLISE DE CURTO E LONGO PRAZOS*

Gustavo Gonzaga

Departamento de Economia

PUC-Rio

Carlos Henrique Corseuil

IPEA-Rio

DEZEMBRO 1997

* Este artigo foi apresentado no XIX Encontro Brasileiro de Econometria. Esta versão, ainda preliminar, não incorpora os comentários recebidos no encontro. Os erros são de inteira responsabilidade dos autores.

1. Introdução

Um dos fatos mais marcantes referentes ao comportamento do mercado de trabalho brasileiro na década de 90 é a redução substancial de empregos industriais. Os dados da Pesquisa Industrial Mensal (PIM), do IBGE, mostram que entre 1985 e março de 1997, a produção industrial cresceu por volta de 1,3% ao ano, em média. No entanto, o emprego industrial caiu cerca de 2% ao ano no mesmo período. A redução do emprego industrial foi praticamente monotônica desde 1990, atenuada por períodos muito curtos de leve crescimento ou de estabilização do emprego. De fato, o emprego industrial dessazonalizado (pelo método X-11 ARIMA) em março de 1997 era 36,5% inferior ao nível observado em março de 1990. A redução do emprego médio na indústria no ano de 1996 foi de 11,6%.

Este fenômeno deve estar refletindo as mudanças estruturais sofridas pela economia brasileira nos anos recentes, ocasionadas principalmente pelo processo de abertura comercial desencadeado no início da década e pelo Plano Real. O novo ambiente econômico, de estabilidade macroeconômica e de maior competição e integração internacional, transformou os padrões de competitividade aos quais as empresas brasileiras estavam acostumadas, exigindo fortes ajustes dos seus métodos de produção. A resposta das empresas do setor industrial a este novo ambiente, desde o início da década de 90, tem sido a adoção crescente de técnicas de produção poupadoras de custos e baseadas em mão-de-obra menos rígida (via terceirização e *downsizing*, por exemplo). As implicações destas medidas sobre a capacidade do setor industrial de gerar empregos ainda não são plenamente conhecidas. Uma razão para este desconhecimento é a inexistência de modelos econométricos estimados recentemente que procurem explicar a 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 março de 1997. No caso, estima-se uma equação de ajustamento parcial do emprego, contendo como variáveis explicativas o produto e o custo salarial real médio (incluindo todos os encargos sociais e benefícios). Este modelo nos permite identificar as elasticidades do emprego em relação ao produto e ao custo salarial no curto e no longo prazos. Como há sinais de que as variáveis analisadas são não-estacionárias, estima-se também uma relação de cointegração entre elas e o vetor de correção de erros (VEC) correspondente. Os

procedimentos para a estimação da matriz de cointegração e do VEC levam em conta as restrições impostas pela equação de Euler do modelo linear quadrático, conforme demonstrado em Dolado *et al.* (1991).¹

Atenção especial é dedicada no modelo de ajustamento parcial à análise de como os efeitos de alterações no produto e no custo salarial sobre o emprego se distribuem ao longo do tempo, ou seja, de quão rápido é o ajuste do emprego a cada novo nível desejado - a cada nível de emprego que corresponde aos novos determinantes do emprego.

Este artigo está organizado da seguinte forma. A próxima seção descreve 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 mostra como a estimação do modelo de custos de ajustamento quadráticos é afetada pela presença de variáveis não-estacionárias. A seção 4 apresenta os dados utilizados neste trabalho. A seção 5 contém os principais resultados da estimação da equação de ajustamento parcial do emprego industrial, os comparando com os obtidos em outros países. A seção 6 apresenta os resultados da análise de cointegração e o VEC estimado. A última seção conclui o trabalho.

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). De acordo com esta função, se o custo salarial aumenta, a firma tende a contratar menos trabalhadores. Se o volume de vendas é muito alto, a firma tende a contratar mais trabalhadores. A função de demanda por trabalho nos fornece o nível de emprego exato que a firma escolhe para cada nível de vendas e custo salarial, supondo que ela está maximizando seus lucros.

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, sem custo algum, a quantidade de trabalhadores à quantidade desejada. Os únicos custos associados à mão-de-obra nestes modelos estáticos eram os custos salariais (a soma dos salários e benefícios indiretos) e os

¹ Este artigo, portanto, atualiza os resultados da estimação do modelo de ajustamento parcial do emprego em Gonzaga (1996 e 1997) e incorpora a análise de variáveis integradas.

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, incorporam 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 se 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 (ver Hamermesh, 1993). 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 pode não compensar 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, e a formação de expectativas racionais por parte dos empregadores (ver Sargent, 1978, e Nickell, 1986).

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

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

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); \mathbf{b} é a taxa de desconto intertemporal das firmas; e $C(\cdot)$ é a função de custo de ajustamento, quadrática e simétrica, dada por:

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

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

$$(3) \quad N_t (1 - \mathbf{8}L) = (1 - \mathbf{8})(1 - \mathbf{\$8}) \sum_{s=0}^{\infty} (\mathbf{bl})^s E_t N_{t+s}^*$$

onde $\mathbf{8}$ é a raiz não-explosiva da equação característica e N_t^* corresponde ao nível-meta de emprego a cada período, podendo ser descrito por:

$$(4) \quad N_t^* = \mathbf{X}_t + e_t,$$

onde supomos que e_t é um ruído branco, e $\mathbf{X}_t = (A_t, W_t)'$.

O modelo supõe também que \mathbf{X}_t segue um processo autoregressivo representado por um polinômio geral do tipo $\mathbf{D}(L) \mathbf{X}_t = \mathbf{v}_t$, onde \mathbf{v}_t é um ruído branco e $\mathbf{D}(L)$ é um polinômio no operador *lag* L de ordem p , com todas as raízes fora do círculo unitário.

Como $E_t N_{t+s}^* = E_t \mathbf{X}_{t+s}$ $p/s > 0$, 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:

$$(5) \quad N_t = \lambda N_{t-1} + \mathbf{D}(L) \mathbf{X}_t + v_t$$

Este modelo é chamado de modelo de ajustamento parcial do emprego e será estimado na seção 5 deste artigo. As variáveis de produto industrial e custo salarial real serão utilizadas na transição deste modelo para o tratamento empírico, substituindo o vetor \mathbf{X}_t acima.

O parâmetro λ 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 zero para λ indicam um ajuste rápido do emprego. Já valores próximos de um 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 e competente resenha da literatura empírica).

Abraham & Houseman, por exemplo, fazem uso deste arcabouço em uma série de trabalhos (1989, 1992, 1993a e 1993b) que comparam a velocidade de ajustamento do emprego e das horas trabalhadas nos EUA e em diferentes países (Japão, Alemanha, Bélgica e França). Houseman & Abraham (1993) mostram que a resposta do emprego a variações do produto é muito mais lenta nos países europeus do que nos EUA. Abraham & Houseman (1989) comparam o ajuste do emprego em relação a variações não-esperadas 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 se identificar qual o modelo que melhor representa a determinação do nível de emprego numa firma, e para estimar os seus parâmetros. Em geral, os modelos de demanda por trabalho são estimados 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) e Pereira *et al.* (1989) estimam equações de determinação do emprego industrial no Brasil. Chahad e Luque (1989) 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 al.* (1989) também usa 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, quais sejam, 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 al.*).² O objetivo do presente artigo, portanto, é o de atualizar estes resultados, abordando a questão de uma forma dinâmica, de modo a gerar estimativas da velocidade em que ocorrem as variações do nível de emprego industrial no Brasil. A próxima seção mostra como a estimação do modelo de custos de ajustamento quadráticos é afetada pela presença de variáveis não-estacionárias.

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

Dolado *et al.* (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 $D(L) = 1 - L$, ou seja, X_t segue um passeio aleatório dado por:

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

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

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

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

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

$$(8) \quad Z_t = N_t - X_t = (1 - \delta L)^{-1}[-\delta, 1 + (1 - \delta)(1 - \delta)] e_t \sim I(0)$$

O lado direito da equação é claramente uma variável estacionária, o que implica que as variáveis N_t e X_t são cointegradas com o vetor de cointegração sendo dado por α . 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 cointegração por mínimos quadrados ordinários (MQO) estáticos, como através do método de Engle-Granger, apesar de consistentes, não são úteis para a formulação de testes de hipóteses (ver Stock and Watson, 1993).

A seção 6 deste artigo apresenta os resultados da estimação do vetor de cointegração pelo método de Johansen (Johansen, 1988). Este vetor nos fornece uma medida da relação de

² Duas outras importantes referências de trabalhos empíricos sobre o emprego no Brasil são Bacha *et al.* (1977) e Macedo (1981).

longo prazo entre as variáveis de emprego, produto e custo salarial real, podendo ser comparada às obtidas através do modelo de ajustamento parcial para o Brasil e para outros países.

4. 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 pesquisa PIM-Dados Gerais (PIM-DG) e PIM-Produção Física (PIM-PF).³

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) indústria, calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). 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 março de 1997. A periodicidade dos dados é mensal. No sentido de estabilizar a variância das séries, utilizamos o logaritmo natural de cada variável.

O Gráfico 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 1985-1997. 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. Ela reflete a existência de custos de ajustamento do emprego, como discutimos na seção 2 deste artigo. A razão básica para a ausência de movimentos bruscos da série de emprego é que as firmas, em geral, não alteram do dia para a noite o 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.

³ O apêndice metodológico contém a descrição exata das variáveis utilizadas neste trabalho.

5. Ajustamento Parcial do Emprego Industrial: Resultados

O modelo de ajustamento parcial estimado tem a seguinte especificação:

$$N_t = \text{constante} + \lambda_1 N_{t-1} + \lambda_2 N_{t-2} + a Y_t + b W_t + d t + \text{dummies sazonais} + u_t ;$$

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 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 dummies sazonais são todas significativas, mas seus coeficientes não são reportados aqui para poupar espaço.

Um problema econométrico da especificação estimada é a inconsistência dos estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO). Isto ocorre devido a dois fatos: a endogeneidade dos regressores produto e custo salarial médio, já que estas variáveis dependem do nível de emprego; e a especificação contendo o 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, foram incluídas duas defasagens do custo salarial real. A Tabela 1 fornece as estimativas do modelo pelo método de variáveis instrumentais.

Tabela 1: Equação de Ajustamento Parcial do Emprego - Variáveis Instrumentais

Brasil - Indústria Geral

Período	Coefficiente de Ajuste, $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2$	Elasticidade - Produto, a	Elasticidade - Custo Salarial, b	Tendência, d
Jan/85 - Mar/97	0.94* (0.01)	0.057* (0.011)	-0.037* (0.008)	-0.0001* (0.00003)

Obs. Desvios-padrão em parênteses. Um (*) indica que o coeficiente é significativo a 5%.

A elasticidade de curto prazo do produto sobre o emprego foi estimada em 0,057. Já o efeito de uma elevação do custo salarial real sobre o emprego no curto prazo foi estimado em

-0,037. O coeficiente de ajustamento do emprego foi estimado em 0,94, 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.

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 acima, 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 0,95, enquanto a elasticidade custo salarial do emprego no longo prazo foi estimada em 0,62.

Tabela 2: Coeficientes de Longo Prazo da Equação de Determinação do Emprego Industrial
Brasil - Indústria Geral

Período	Elasticidade - Produto de Longo prazo	Elasticidade - Custo Salarial de Longo Prazo
Jan/85 - Mar/97	0.95	-0.62

6. Análise de Cointegração e Estimação do VECM

Como descrito na seção 3 deste artigo, 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, será necessário empregar a análise de cointegração 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, com exceção da série de emprego, que possui uma rejeição marginal a 5% de significância.⁴ No entanto, evidências adicionais apresentadas mais adiante apontam para a não-estacionariedade da série.

Tabela 3: Teste de Raiz Unitária (Estatística t - ADF)

<i>Produto</i>	<i>Emprego</i>	<i>Salário</i>	<i>Valor crítico a 5%</i>	<i>Valor crítico a 1%</i>
-3.064	-3.528*	-1.669	-3.444	-4.029

O próximo passo da metodologia proposta consiste em testar e estimar um vetor de cointegração entre as variáveis, de acordo com o discutido na seção 3. Seguiremos o procedimento sugerido por Johansen (1988) para a análise de cointegração. De acordo com Gregory (1994), tal procedimento se mostra superior a outros para detectar relações de cointegração em modelos de custo de ajustamento quadráticos. O procedimento nos permite, inicialmente, testar o número de vetores de cointegração compartilhados pelas séries de emprego, produto e salário.

Tabela 4: Determinação do Número de Vetores de Cointegração

<i>Número. de vetores</i>	<i>Estatística. Traço</i>	<i>Valor Critico</i>	<i>Est. Máximo Autovalor</i>	<i>Valor Critico</i>
p == 0	26.42**	21.0	47.29**	29.7
p <= 1	19.8**	14.1	20.87**	15.4
p <= 2	1.062	3.8	1.062	3.8

A Tabela 4 aponta para a presença de dois vetores de cointegração. 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

⁴ A escolha do número de defasagens se baseou no critério de Schwarz e na análise da ausência de correlação serial dos resíduos, o que resultou em 1 defasagem para o produto, 1 para o emprego e 3 para o salário. Foram incluídas como componentes determinísticos a constante, a tendência e dummies sazonais.

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 dummies sazonais.⁵ 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 cointegração. Este fato implica na 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 cointegração, além da constante irrestrita. No entanto, um teste de razão de verossimilhança nos fez optar pela primeira especificação.⁶ 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 na presença de uma tendência quadrática.

Os vetores resultantes da análise do modelo selecionado estão expostos na Tabela 5. Cabe ressaltar que no caso de dois vetores de cointegração, perde-se o significado de relação de longo prazo compartilhada pelas variáveis, como se interpreta no caso de apenas um vetor de cointegração. O motivo é que, na verdade, o que é estimado é o sub-espço de cointegração. No caso de dois vetores, diferentemente do caso de um vetor, os vetores que representam o sub-espço em questão podem ser modificados (não apenas no comprimento) através de uma transformação linear.

Tabela 5: Vetores de Cointegração

<i>Emprego</i>	<i>Produto</i>	<i>Salário</i>
----------------	----------------	----------------

⁵ A escolha do número de defasagens se baseou no critério de Schwarz e na análise da ausência de correlação serial dos resíduos.

⁶ A estatística de teste obedece a distribuição qui-quadrado com 1 grau de liberdade (número de restrições). O valor da estatística é 3,46 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 cointegração é o procedimento correto.

1	-1,934	1,176
1	0,364	0,777

Em compensação, é possível testar (via testes de razão de verossimilhança) se algum vetor de cointegração sugerido pela literatura faz parte do sub-espaço 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, como nas técnicas e 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 salário variam entre -2,50 e -0,21. As cinco primeiras linhas da Tabela 6 mostram que todas essas combinações são rejeitadas, inclusive quando se toma a média desses valores (como ilustra a quinta linha da tabela). A sexta linha da tabela se refere aos coeficientes de longo prazo estimados pelo método de variáveis instrumentais apresentados na seção anterior.

Tabela 6: Teste para vetores sugeridos⁷

<i>Produto</i>	<i>Salário</i>	<i>Estat.teste Chi²(1)</i>	<i>p-value</i>
0.28	-2.50	12.888	[0.0003] **
0.92	-2.50	13.779	[0.0002] **
0.92	-0.21	18.726	[0.0000] **
0.28	-0.21	16.538	[0.0000] **
0.60	-1.35	6.1597	[0.0131] *
0.95	-0.62	14.776	[0.0001] **
1.00	-0.50	17.834	[0.0000] **
1.00	-1.00	0.027249	[0.8689]

⁷ Os coeficientes de produto e salário estão indicados nas duas primeiras colunas. O coeficiente para emprego foi normalizado em -1.

Duas restrições *ad-hoc* com interessantes implicações práticas também foram testadas. A primeira delas, (1; 0; 0), testa se o salário e o produto não tem 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). Dizer que a combinação linear em questão não representa um vetor de cointegração é equivalente a dizer que não é I(0), o que neste caso significa dizer 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 um para um com produto e salário, no mesmo sentido no caso do produto e em sentido oposto no caso do salário. A tabela 6 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 (VEC), o qual inclui os vetores de cointegração estimados previamente. Os coeficientes do VECM estão expostos na Tabela 7 abaixo.

A elasticidade produto do emprego de curto prazo foi estimada em 0,03, o que significa que o efeito sobre o emprego de um aumento de 10% do produto seja de apenas 0,3% no mês seguinte. A elasticidade custo salarial do emprego de curto prazo, por outro lado, foi estimada em -0,008. No entanto, não se pode rejeitar a hipótese de que tal coeficiente é nulo. 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 anterior.

Tabela 7: Modelo Vetor de Correção de Erro (VECM)

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estatística t</i>
Produto-1*	0.030251	2.541
Emprego-1*	0.77519	12.645
Salário-1*	-0.0084714	-0.800
VC1	-0.00079238	-0.075
VC2	-0.011763	-2.533
Constante	0.11338	2.288
Sazonal	0.027565	7.781
Sazonal_1	0.0049969	0.866
Sazonal_2	0.0084695	2.316
Sazonal_3	0.0081662	2.311
Sazonal_4	0.014443	4.445
Sazonal_5	0.0054621	1.585
Sazonal_6	0.0093084	2.825
Sazonal_7	0.0088610	2.674
Sazonal_8	0.011965	3.501
Sazonal_9	0.0095966	2.955
Sazonal_10	0.0045611	1.418

* Estas variáveis entraram na forma de primeiras diferenças

7. Conclusões

O objetivo principal deste artigo foi o de estudar a capacidade do setor industrial brasileiro de gerar empregos nos próximos anos. De forma a entender o processo de determinação do emprego industrial no Brasil, fez-se uso do modelo dinâmico (de ajustamento parcial) de demanda por trabalho, que tem sido tradicionalmente aplicado ao estudo da evolução do emprego em diversos países.

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, no curto e longo prazos. O modelo foi estimado por variáveis instrumentais com as séries em nível, e, alternativamente, através de uma análise de cointegração e de vetor de correção de erros mais adequada no caso da presença de raízes unitárias.

As estimativas da elasticidade produto do emprego no curto prazo se situam entre 0,030 e 0,057. Já no longo prazo, a análise de variáveis instrumentais indica um valor de 0,95, enquanto a análise de cointegração 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 -0,008 (não significativamente diferente de zero) e -0,037. Já no longo prazo, a análise de variáveis instrumentais indica um valor de -0,62, enquanto a análise de cointegração não rejeita uma elasticidade de -1 (restringindo, neste caso, a elasticidade do produto a ser igual a 1).

Apêndice: Descrição dos Dados

Neste apêndice, apresentamos um resumo da metodologia da *Pesquisa Industrial Mensal* (PIM), a fonte dos dados utilizados neste trabalho.⁸

As séries apresentadas foram criadas a partir de variáveis contidas na Pesquisa Industrial Mensal (PIM) do IBGE. As variáveis da PIM utilizadas foram: Índice de Produção Física (IPF), Valor da Folha de Pagamento (VFP), e 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:

- Custo Salarial Médio: $VFP \cdot (1+t) / POP$;

A alíquota de contribuição social (t) agrega 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%).

As variáveis custo salarial médio e valor da produção foram deflacionadas pelo IPA-OG Indústria (índice de preços por atacado, oferta global, da indústria, calculado pela Fundação Getúlio 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).

⁸ Este apêndice se baseou em: Banco Metadados - Pesquisa Industrial Mensal - Dados Gerais, IBGE, 1995; e Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física e Emprego, Salário e Valor da Produção - Notas Metodológicas.

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 13.000 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 6.000 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 13^o 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 - e abono de férias, etc.).

Referências Bibliográficas

- Abraham, K. and Houseman, S. (1989), "Job Security and Work Force Adjustment: How Different Are U.S. and Japanese Practices?", *Journal of the Japanese and International Economics*, 3: 500-521.
- Abraham, K. and Houseman, S. (1992), "Employment Security and Labor Adjustment: a Comparison of West Germany and the United States", mimeo.
- Abraham, K. and Houseman, S. (1993), "Does Employment Protection Inhibit Labor Market Flexibility? Lessons from Germany, France and Belgium", *NBER Working Paper* n. 4390.
- Bacha, E., Mata, M. and Modenesi, R. (1972). *Encargos Trabalhistas e Absorção de Mão-de-Obra: Uma Interpretação do Problema e seu Debate*.
- Chahad, J.P. e Luque, R. (1989), "Elasticidade Emprego-Produto no Ciclo Industrial Brasileiro", em G. Sedlaceck e R.P. Barros (eds), *Mercado de Trabalho e Distribuição de Renda: Uma Coletânea*, IPEA, Série Monográfica 35.
- Dolado, J., Galbraith, J.W., and Banerjee, A. (1991). Estimating Intertemporal Quadratic Adjustment Cost Models with Integrated Series. *International Economic Review*. vol. 32: 919-936.
- Gonzaga, G. (1996). "Determinação do Emprego Industrial no Brasil: Uma Análise Agregada e Setorial". Texto para Discussão, CIET/SENAI, Brasil.
- Gonzaga, G. (1997). "Efectos de la Apertura sobre el Empleo Industrial en Brasil", em Mauricio Cárdenas (ed.), *Empleo y Distribucion del Ingreso en America Latina*, TM Editores, Bogotá, Colômbia, 1997.
- Hamermesh, D. (1993), *Labor Demand*, Princeton: Princeton University Press.
- Houseman, S. and Abraham, K. (1993), "Labor Adjustment under Different Institutional Structures: A Case Study of Germany and the United States", *NBER Working Paper* n. 4548.
- Pereira, P.V., Cichelli, R. e Barros, R. P. (1989) , "Absorção de Mão-de-Obra na Indústria de Transformação", em G. Sedlaceck e R.P. Barros (eds), *Mercado de Trabalho e Distribuição de Renda: Uma Coletânea*, IPEA, Série Monográfica 35.
- Nickell, S. (1986), "Dynamic Models of Labor Demand", in Orley Ashenfelter and Richard Layard, eds, *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam: North-Holland Press, ch.9.
- Sargent, T. Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations. *Journal of Political Economy*, 86:1009-44, 1978.