

A evolução da demanda por trabalho na indústria brasileira: evidências de dados por estabelecimento — 1985/97*

RICARDO PAES DE BARROS**
CARLOS HENRIQUE CORSEUIL**
GUSTAVO GONZAGA***

Neste artigo, usamos, em caráter pioneiro, os dados microeconômicos da Pesquisa Industrial Mensal (PIM) do IBGE para estimar os parâmetros da curva de demanda por trabalho no setor industrial brasileiro. Os dois principais parâmetros de interesse do estudo são a elasticidade emprego-salário e a velocidade de ajustamento do emprego. A técnica utilizada consiste em construir painéis curtos de informações longitudinais das diversas empresas da amostra da PIM, de forma a analisar a evolução temporal dos parâmetros da demanda por trabalho no setor industrial brasileiro em todos os meses do período junho de 1986 a dezembro de 1997. Os valores estimados para a elasticidade emprego-salário variam de acordo com a especificação utilizada. Nas equações estimadas com a variável emprego, os valores se situam entre 0 e -0,3. No caso do número de horas pagas, os valores das elasticidades variam bem mais e são bem mais altos (em valor absoluto), principalmente a partir de meados da década de 90 (após o Plano Real), quando se aproximam de -1. Já as estimativas dos parâmetros de velocidade de ajustamento apresentam valores tipicamente ao redor de 0,5 ao longo de todo o período, o que indica um ajuste bastante rápido do nível de emprego e do total de horas pagas no nível da firma no Brasil.

1 - Introdução

Neste artigo, usamos, em caráter pioneiro, os dados microeconômicos da Pesquisa Industrial Mensal (PIM) do IBGE para estimar os parâmetros da curva de demanda por trabalho no setor industrial brasileiro e estudar a sua evolução ao longo do período 1985/97.

A correta estimação dos parâmetros da curva de demanda por trabalho no setor industrial brasileiro é fundamental para amparar medidas de política econômica na área de geração de empregos. Várias propostas têm sido feitas recentemente para tentar reverter a brutal redução do emprego industrial ocorrida na década de

* Os autores agradecem a dois pareceristas anônimos pelos comentários e sugestões, reconhecendo a responsabilidade pelos eventuais erros remanescentes. Gonzaga agradece também ao CNPq pelo auxílio financeiro.

** Da Diretoria de Estudos Sociais do IPEA.

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

90. Entre elas, destacam-se as propostas de redução dos custos salariais através da eliminação de alguns encargos trabalhistas. De forma a quantificar qual o impacto de tais medidas em termos de geração de emprego, é fundamental que se obtenham estimativas da elasticidade emprego-salário, ainda que baseadas em modelos de equilíbrio parcial.

Um outro importante parâmetro da curva de demanda por trabalho — o coeficiente da variável de emprego defasada — nos permite medir a velocidade de ajustamento do emprego e relacionar a sua evolução com as alterações institucionais ligadas ao custo de ajustamento da mão-de-obra.

No entanto, são raras as tentativas de estimação desses e de outros parâmetros da curva de demanda por trabalho no Brasil.¹ Em geral, as estimativas se baseiam em dados agregados e no uso de técnicas de séries temporais. As distorções causadas pela agregação dos dados microeconômicos para estimativas dessa natureza são bastante conhecidas na literatura [ver Hamermesh (1993)].

Por outro lado, as diversas transformações estruturais ocorridas no Brasil desde 1985 (planos de estabilização, liberalização comercial etc.) provocaram quebras estruturais significativas nas variáveis de rendimento, o que afeta sensivelmente a confiabilidade das estimativas geradas pela aplicação de séries temporais, que nem sempre contam com o número de graus de liberdade necessário para identificá-las e tratá-las adequadamente. Os problemas oriundos da não-estacionariedade e das freqüentes quebras estruturais observadas nas variáveis de emprego e salário também prejudicam as estimações baseadas em séries de tempo, uma vez que o tamanho das séries é relativamente curto, o que impede a utilização das técnicas adequadas à estimação de modelos robustos.

O uso dos dados por estabelecimento da PIM e de técnicas de dados em painel vem, portanto, preencher uma importante lacuna na literatura empírica sobre demanda por trabalho no Brasil.

A técnica utilizada neste artigo, descrita em detalhe na Seção 3, consiste em construir painéis curtos de informações longitudinais das diversas empresas da amostra da PIM, de forma a estimar os parâmetros relevantes da curva de demanda por trabalho, com base no uso de variáveis defasadas e de instrumentos adequados. Os painéis são construídos para cada mês da amostra, o que nos permite estudar a evolução temporal dos parâmetros da demanda por trabalho no setor industrial brasileiro em todos os meses do período junho de 1986 a dezembro de 1997.²

1 Chahad e Luque (1989), Pereira, Cichelli e Barros (1989), Gonzaga e Corseuil (2001) e Meyer (1998) são exemplos de outros estudos recentes que têm como objetivo a estimação da demanda por trabalho no Brasil.

2 Por motivos operacionais, não foi possível construir um painel completo de firmas para todos os meses do período, o que permitiria analisar a evolução temporal dos coeficientes de forma mais eficiente e seria uma natural extensão deste trabalho.

Este artigo está organizado em seis seções, incluindo esta introdução. A Seção 2 descreve o modelo estrutural de demanda por trabalho com custos de ajustamento do emprego. O procedimento de estimação empírica da equação de demanda por trabalho sugerida pelo modelo teórico é discutido na Seção 3. A base de dados é descrita na Seção 4. A Seção 5 apresenta os resultados empíricos. Finalmente, a Seção 6 resume as principais conclusões.

2 - Um modelo estrutural para a demanda por trabalho

Nesta seção, apresentamos uma versão simples do modelo estrutural dinâmico de demanda por trabalho que serve como base para a motivação da escolha das variáveis que serão usadas no exercício empírico deste artigo.³ O modelo supõe que o fator trabalho é um insumo homogêneo, sendo o único que apresenta custos de ajustamento. Cada firma i , a cada ponto no tempo t , escolhe o nível de emprego, $n_i(t)$, de forma a maximizar o valor presente esperado dos lucros, isto é, cada firma escolhe $n_i(t)$ de forma a maximizar:

$$E_t \left\{ \sum_{r=0}^{\infty} \rho^r [R(n_i(t+r), p_i(t+r), \theta(t+r), \mu_i(t+r)) - \delta(t+r) w_i(t+r) n_i(t+r) - C(\Delta n_i(t+r), \eta(t+r))] \right\} \quad (1)$$

onde:

$R(\cdot)$ é a função receita líquida dos custos não relacionados ao insumo trabalho;

$C(\cdot)$ é a função de custo de ajustamento do emprego; e

$E_t \{\cdot\}$ é o valor esperado de $\{\cdot\}$ no tempo t .

A cada momento no tempo, o valor da função receita, $R(\cdot)$, pode ser obtido es- colhendo-se o nível de produção e de todos os insumos variáveis que maximizam os lucros correntes, condicionado a uma dada escolha de emprego e ao estado da tecnologia.⁴ Portanto, os argumentos da função receita podem ser divididos em três grupos: *a*) o nível de emprego, $n_i(t)$; *b*) o preço de todos os outros insumos

³ Ver Nickell (1986), Hamermesh (1993) e Hamermesh e Pfann (1996) para resenhas teóricas de modelos dinâmicos de demanda por trabalho. O modelo apresentado nesta seção é semelhante ao adotado em Sargent (1978).

⁴ De acordo com a formulação escolhida, a variável estado da tecnologia capta também o efeito do nível de todos os insumos fixos ou determinados exogenamente.

variáveis em relação ao preço do produto, $p_i(t)$; e c) todos os fatores que determinam o estado da tecnologia. Por sua vez, dividimos os fatores que determinam o estado da tecnologia em dois grupos: a) um vetor de parâmetros, $\theta(t)$, que define a forma geral da tecnologia a cada ponto do tempo e é comum a todas as firmas; e b) uma inovação tecnológica específica à firma e ao tempo, $\mu_i(t)$.

O segundo termo na expressão (1) é o custo direto do trabalho. Nessa expressão, $w_i(t)$ é o salário real pago pela firma i no tempo t e $\delta(t)$ a razão entre o custo variável total do trabalho e o salário.⁵ Estamos implicitamente supondo que todos os custos variáveis além dos salários são proporcionais aos salários, com uma constante de proporcionalidade comum a todas as firmas, mas possivelmente variante no tempo devido às mudanças na legislação.

Finalmente, o custo de ajustamento, $C(\cdot)$, é uma função da mudança líquida no emprego, $\Delta n_i(t) = n_i(t) - n_i(t-1)$, e de um parâmetro $\eta(t)$. Este parâmetro pode variar ao longo do tempo de forma a capturar mudanças no ambiente econômico e na legislação trabalhista, mas é comum a todas as firmas, indicando que estas enfrentam a mesma função de custo de ajustamento.

Em resumo, de acordo com este modelo, a forma da tecnologia e os custos do trabalho podem variar livremente ao longo do tempo. No entanto, choques idiossincráticos sobre uma firma afetam apenas a tecnologia. Os custos do trabalho são determinados por salários específicos às firmas e pela legislação, que é comum a todas elas.

Para se obter uma solução explícita para esse problema de maximização, adotamos uma série de hipóteses simplificadoras, descritas a seguir.

Primeiro, supomos que a função receita é separável no seguinte sentido:

$$R(n_i(t), p_i(t), \theta(t), \mu_i(t)) = F(n_i(t), \theta^1(t)) + [G(p_i(t), \theta^2(t)) + \mu_i(t)]n_i(t)$$

Por essa hipótese, a equação de Euler associada à expressão de maximização (1) é dada por:⁶

$$F_n(n_i(t), \theta^1(t)) + G(p_i(t), \theta^2(t)) + \mu_i(t) - \delta(t)w_i(t)$$

$$-C_\Delta(\Delta n_i(t), \eta(t)) + \rho E_t \{C_\Delta(\Delta n_i(t+1), \eta(t+1))\} = 0$$

⁵ O salário real é obtido dividindo-se o salário nominal pelo preço do produto.

⁶ Usamos F e C_Δ para denotar as derivadas das funções F e C com respeito aos seus primeiros argumentos.

Adotamos também as hipóteses tradicionais de que a função receita é linear-quadrática e que os custos de ajustamento são quadráticos, isto é, admitimos que

$$F(n_i(t), \theta^1(t)) = \theta^{11}(t)n_i(t) - \frac{\theta^{12}(t)}{2} n_i(t)^2$$

e:

$$C(\Delta n_i(t), \eta(t)) = \frac{\eta(t)}{2} (\Delta n_i(t))^2$$

onde $\theta^1(t) = (\theta^{11}(t), \theta^{12}(t))$.

Além disso, supomos que o preço dos insumos é igual para todas as firmas no mesmo setor, ou seja:

$$G(p_i(t), \theta^2(t)) = \sum_{s=1}^m \phi_s(t) I_{is}$$

onde I_{is} indica se a firma i pertence ao setor s , isto é, $I_{is} = 1$ se a firma i pertence ao setor s e $I_{is} = 0$, caso contrário. Dadas essas hipóteses adicionais, a equação de Euler se torna:

$$\left(\theta^{11}(t) + \mu_i(t) + \sum_{s=1}^m \phi_s(t) I_{is} - \delta(t) w_i(t) \right)$$

$$- \theta^{12}(t) n_i(t) - \eta(t) \Delta n_i(t) + \rho \eta(t) (E_t \{n_i(t+1)\} - n_i(t)) = 0$$

Dada a hipótese de que os parâmetros $\theta^{12}(t)$ e $n_i(t)$ são invariantes no tempo e que

$$E_t \left(\theta^{11}(t+1) + \mu_i(t+1) + \sum_{s=1}^m \phi_s(t+1) I_{is} - \delta(t+1) w_i(t+1) \right) =$$

$$= \left(\theta^{11}(t) + \mu_i(t) + \sum_{s=1}^m \phi_s(t) I_{is} - \delta(t) w_i(t) \right)$$

a solução desta equação é dada por:

$$n_i(t) = \lambda n_i(t-1) + \frac{(1-\lambda)}{\theta^{12}} \left(\theta^{11}(t) + \mu_i(t) + \sum_{s=1}^m \phi_s(t) I_{is} - \delta(t) w_i(t) \right) \quad (2)$$

onde λ está implicitamente definido por:

$$\theta^{12}\lambda = (1-\lambda)(1-\rho\lambda)\eta$$

A equação (2) é a solução do tradicional modelo dinâmico de demanda por trabalho. Ela nos ensina que o emprego de uma firma em um determinado momento do tempo depende do emprego defasado de um período, de um parâmetro tecnológico da função receita, de inovações tecnológicas, de uma *dummy* que indica o setor de atividade da firma e do salário pago (acrescido dos encargos). O parâmetro λ , referente ao emprego defasado, mostra quão rápido se dá o ajuste do nível de emprego desejado, situando-se entre 0 e 1, de forma que o modelo não tenha um comportamento explosivo. Valores próximos de 0 para λ indicam um ajuste rápido do emprego. Já valores próximos de 1 indicam um ajuste lento. Na Seção 3 descrevemos pequenas transformações estatísticas no modelo que permitem que a equação (2) possa ser corretamente estimada.

3 - Especificação econométrica

Como em todos os trabalhos sobre demanda por trabalho, é essencial que se descrevam os passos utilizados na transposição do modelo teórico para o exercício empírico. Em geral, um dos aspectos mais importantes se refere ao tratamento da variável tecnológica. No nosso caso específico, aproveitamos o fato de que os dados estão na forma de painel, o que nos permite também modelar a heterogeneidade das firmas.

Para se obter uma especificação econométrica para a demanda por trabalho que seja empiricamente factível, devemos ser mais específicos quanto à inovação tecnológica $\mu_i(t)$. Como no conhecido modelo de componentes de erro, supomos que essa inovação consiste de três componentes subjacentes:

$$\mu_i(t) = \beta_i + \gamma(t) + U_i(t)$$

onde β_i capta um componente tecnológico específico à firma e invariante no tempo; $\gamma(t)$ um choque tecnológico agregado específico ao tempo; e $U_i(t)$ capta todos os outros choques tecnológicos.

A presença dos dois primeiros componentes nos permite supor, sem perda de generalidade, que a média de $U_i(t)$ ao longo do tempo e entre firmas é igual a zero. Porém, como o modelo econométrico também irá incluir indicadores setoriais, I_{is} , devemos supor que a média de $U_i(t)$ em cada setor também é zero, isto é, que, para cada s , $E [U_i(t)|I_{is} = 1] = 0$.

Dada essa especificação para a inovação tecnológica, a equação (2) pode ser reescrita como:

$$n_i(t) = \alpha(t) + \beta_i^* + \sum_{s=1}^m \varphi_s^*(t) I_{is} - \delta^*(t) w_i(t) + \lambda n_i(t-1) + U_i^*(t) \quad (3)$$

onde:

$$\alpha(t) = \frac{1-\lambda}{\theta^{12}} (\theta^{11}(t) + \gamma(t))$$

$$\beta_i^*(t) = \frac{1-\lambda}{\theta^{12}} \beta_i$$

$$\delta^*(t) = \frac{1-\lambda}{\theta^{12}} \delta(t)$$

$$\varphi_s^*(t) = \frac{1-\lambda}{\theta^{12}} \varphi_s(t)$$

e:

$$U_i^*(t) = \frac{1-\lambda}{\theta^{12}} U_i(t)$$

A presença de $\alpha(t)$ e β_i^* na equação (3) implica algumas dificuldades para estimação, também já bastante estudadas. A presença de $\alpha(t)$ torna não-factível a estimação de outros parâmetros em um contexto de séries de tempo puro, a menos que alguma forma funcional para $\alpha(t)$ seja imposta.

Em um ambiente de *cross-section*, a dificuldade é imposta pela correlação natural entre β_i^* e $n_i(t-1)$, que faz com que os estimadores de efeitos aleatórios e de

mínimos quadrados ordinários (MQO) sejam viesados e inconsistentes. A solução tradicional nesses casos é estimar o modelo em primeiras diferenças, de forma a eliminar o componente idiosincrático β_i^* , e usar instrumentos para tratar o problema da correlação da variável dependente defasada (em primeiras diferenças) e o erro.⁷

Se vamos supor que a razão entre o custo variável total do trabalho e a taxa salarial $\delta(t)$ seja invariante no tempo, pelo menos no intervalo considerado para tomar as primeiras diferenças, o modelo em primeiras diferenças é dado por:

$$\Delta n_i(t) = \Delta\alpha(t) + \sum_{s=1}^m \Delta\varphi_s^*(t)I_{is} - \delta^*(t)\Delta w_i(t) + \lambda\Delta n_i(t-1) + \Delta U_i^*(t) \quad (4)$$

Como mencionado, essa equação não pode ser estimada por MQO por gerar estimadores viesados e inconsistentes, uma vez que:

$$E[\Delta n_i(t-1)\Delta U_i^*(t)] \neq 0$$

A técnica adequada para estimação nesse caso é a de variáveis instrumentais. No entanto, os instrumentos só serão apropriados se atenderem a algumas restrições adicionais. A primeira é que $U_i(t)$ seja um processo média móvel de ordem k^1 , MA(k^1), de tal forma que:

$$E[U_i(t)U_i(t-j)] = 0$$

para todo $j > k^1$. Adicionalmente, supomos que, embora os choques tecnológicos possam ser correlacionados com a evolução recente de salários, não são correlacionados com a evolução de salários observados há mais de k^2 períodos, isto é:

$$E[U_i(t)w_i(t-j)] = 0$$

para todo $j > k^2$. Note-se que se U fosse um processo média móvel de ordem

$$k = \max(k^1, k^2)$$

então essas duas restrições seriam imediatamente satisfeitas.

⁷ Para uma análise dos problemas dos estimadores de efeitos fixos e aleatórios na presença de variáveis defasadas, ver Anderson e Hsiao (1982) e Arellano e Bond (1991).

Dessas restrições, segue-se que:

$$E[n_i(t-j)\Delta U_i^*(t)]=0$$

e:

$$E[w_i(t-j)\Delta U_i^*(t)]=0$$

para todo $j > k + 1$. Portanto, o modelo pode ser estimado por variáveis instrumentais usando valores passados de emprego e salários (em nível) como instrumentos. Sob as restrições feitas a respeito de $U_i(t)$, todos os valores de emprego e salários (em níveis) defasados pelo menos $k + 2$ períodos seriam instrumentos válidos. Porém, de um ponto de vista prático, é necessário limitar o número de instrumentos. Neste estudo, utilizamos como instrumentos seis defasagens para emprego e seis para salários, ou seja, utilizamos como instrumentos emprego e salários defasados $k + 2, k + 3, \dots, k + 7$ meses.

Na estimação, usamos dois valores alternativos para k ($k = 1$ e $k = 10$).⁸ Portanto, para implementar esse procedimento econômétrico é necessário contar com pelo menos 17 meses de informação em painel de emprego e salários específicos às firmas.

Utilizando esse modelo econômétrico, com base na equação (4), é possível estimar $\alpha(t), \lambda, \delta^*$ e $\varphi_s(t)$.⁹ Os dados disponíveis nos permitem, no entanto, obter estimativas mensais dos parâmetros da função de demanda por trabalho usando-se painéis adjacentes de firmas, todos construídos com o número suficiente de períodos (17).

Essa estratégia tem as seguintes atratividades. Primeiro, é relativamente fácil de implementar, pois o modelo econômétrico é essencialmente estimado em uma *cross-section*. Essa característica do procedimento facilita a estimação dos erros-padrão, uma vez que, neste caso, não é necessário estimar os padrões de correlação temporal dos choques tecnológicos.

⁸ A escolha dos valores de k é arbitrária. A idéia é testar a sensibilidade dos resultados às hipóteses de que as inovações do modelo tenham correlação serial de ordens curta e longa. Algumas outras defasagens intermedias também foram testadas, mas não são reportadas aqui para poupar espaço.

⁹ Vale a pena mencionar que, embora a demanda por trabalho seja estimada a cada mês, no processo de estimação os parâmetros θ^{12}, η e δ devem ser pelo menos localmente invariantes no tempo. Os parâmetros estimados são consistentes somente se esta hipótese é válida. Se os parâmetros θ^{12} e η variam ao longo do tempo, a equação (2) não será a solução da equação de Euler. Além disso, se δ varia de um mês ao próximo, a primeira diferença tomada para eliminar o componente tecnológico invariante no tempo específico à firma, β_i^* , ainda irá funcionar, mas irá gerar uma forma funcional diferente a ser estimada, pois, nesse caso, δ não irá cancelar-se.

Segundo, a estimativa do modelo a cada mês tem a grande vantagem de permitir uma identificação precisa do ponto exato no tempo em que os parâmetros sofreram alterações, o que pode ser associado às transformações estruturais da economia brasileira no período, como a abertura comercial, os planos de estabilização e a promulgação da Constituição de 1988.

Vale a pena observar que, além dos coeficientes mencionados, também podemos obter valores estimados para outros coeficientes de interesse. O primeiro desses coeficientes é o impacto de longo prazo das mudanças salariais sobre o emprego, ϕ , que pode ser obtido por:

$$\phi = \frac{\delta^*}{(1-\lambda)}$$

Outros parâmetros de interesse são os parâmetros estruturais da função produção, θ^{12} , e da função de custo de ajustamento, η . Alguma informação adicional é necessária para obter valores estimados para esses parâmetros. Neste estudo, para recuperar os parâmetros originais, supomos que a taxa de desconto, ρ , e os encargos sobre a folha de pagamento, δ , são conhecidos e iguais a 0,95 e 1,358, respectivamente. Isso implica que, com base nas estimativas para λ e δ^* , é possível recuperar os parâmetros θ^{12} e η , dados por:

$$\hat{\theta}^{12} = \frac{1-\hat{\lambda}}{\hat{\delta}^*} \delta$$

e:

$$\hat{\eta} = \frac{\hat{\lambda}\delta}{\hat{\delta}^*(1-\rho\hat{\lambda})}$$

4 - A base de dados

A base de dados utilizada neste trabalho, empregada pela primeira vez em estudos acadêmicos no Brasil, consiste dos dados mensais longitudinais da PIM, que é uma pesquisa mensal de estabelecimentos industriais realizada pelo IBGE, cobrindo o país inteiro. É uma pesquisa longitudinal de uma amostra estratificada de aproximadamente 5 mil estabelecimentos manufatureiros que empregam cinco trabalhadores ou mais cada um. Os dados utilizados neste estudo cobrem o período janeiro de 1985 a dezembro de 1997.

A pesquisa contém informações, para cada estabelecimento, sobre o nível de emprego, o número de horas pagas, os custos trabalhistas, a taxa de rotatividade e o valor da produção. É importante ressaltar que a pesquisa tem três grandes limitações em termos de mensuração do fator trabalho. Primeiro, a informação se refere ao número total de horas pagas, e não ao número efetivo de horas trabalhadas. Segundo, todos os dados se referem somente ao pessoal diretamente envolvido na produção. Finalmente, não há informação quanto à qualificação da força de trabalho empregada.

Em relação aos custos do trabalho, dois tipos de informação estão disponíveis: *a*) o valor total de salários contratuais (isto é, o valor dos salários conforme especificado em contratos de trabalho); e *b*) o valor total da folha salarial. Para os propósitos deste estudo, os dados da folha salarial parecem ser mais informativos, pois incluem, além de salários contratuais, os pagamentos por horas extras, comissões e outros esquemas de incentivos, como prêmios por produtividade. Os dados de folha salarial também incluem benefícios indiretos, férias pagas e quaisquer pagamentos adicionais para atividades perigosas, turnos noturnos e outros esquemas de compensação.¹⁰

Apesar de os dados de folha de pagamento incluírem uma grande variedade de custos trabalhistas, algumas exceções merecem menção, como as contribuições dos empregadores à seguridade social, programas de treinamentos e outros programas sociais. Felizmente, porém, as razões entre essas contribuições e os salários contratuais não sofreram alterações significativas ao longo do período, exceto por ocasião da promulgação da Constituição de 1988 [ver Gonzaga e Corseuil (2001)].

Portanto, para cada estabelecimento na pesquisa, foram usadas essencialmente três informações: *a*) nível de emprego; *b*) número total de horas pagas; e *c*) folha de pagamento total. Com base nessas três variáveis, construímos duas medidas do custo trabalhista variável. Essas duas medidas são obtidas dividindo-se a folha total pelo nível de emprego e pelo número total de horas pagas, respectivamente. Para medir o fator trabalho, usamos ambas as medidas disponíveis: emprego e horas pagas. Como resultado, optamos por estimar cada modelo de demanda por trabalho para as duas medidas.

Antes de apresentarmos as estimativas dos modelos de demanda por trabalho, descrevemos algumas estatísticas básicas da nossa amostra de estabelecimentos. Os Gráficos A.1 e A.2 do Apêndice mostram a evolução mensal do nível médio das duas medidas de fator trabalho usadas no estudo. Esses gráficos revelam que as firmas em nossa amostra empregam, em média, de 200 a 300 trabalhadores, aos quais é pago um total de 45 mil a 70 mil horas por mês ao longo do período

10 Os dados referentes à folha de pagamento foram deflacionados pelos índices de preços no atacado específicos a cada setor, exceto para os setores farmacêutico, de plásticos, têxtil, e de perfumes, sabonetes e velas. Todos os valores monetários se referem a reais de dezembro de 1997.

analisado. O número médio de horas pagas por mês por trabalhador em nossa amostra está em torno de 230 horas. Como mencionado, observe-se que uma fração das horas pagas não é realmente trabalhada. Por exemplo, os dados incluem o repouso remunerado, ou seja, pelo menos um dia de folga por semana (geralmente, domingo), que é pago mas não trabalhado, está incluído em horas pagas.

Os gráficos revelam pelo menos dois pontos relevantes: *a*) ao longo do período 1985/97, o nível de emprego e o número de horas pagas por firma manufatureira caem consideravelmente, com o declínio total concentrado nos primeiros dois anos da década de 90; e *b*) ambas as medidas mostram-se aparentemente pouco influenciadas por fatores sazonais. O Gráfico A.3 mostra que o nível de atividade na indústria é muito mais afetado por fatores sazonais.

Esse último fato parece demonstrar que o ajuste do fator trabalho é na realidade enrijecido pelos custos previstos na legislação. O objetivo principal deste trabalho é justamente estudar a evolução dos determinantes da demanda por trabalho ao longo desse período.

Os Gráficos A.4 e A.5 mostram a evolução mensal das duas medidas para custos trabalhistas — salário por trabalhador e salário por hora paga. Os gráficos revelam que os salários médios reais dos trabalhadores ligados à produção na indústria brasileira se situaram, na maior parte do tempo, na faixa de R\$ 600 a R\$ 800 por mês, implicando uma taxa salarial por hora (paga) entre R\$ 2,50 e R\$ 3,50. Esses gráficos revelam uma tendência geral de aumento nos salários médios reais ao longo desse período, apesar de serem identificadas pelo menos quatro flutuações cíclicas significativas.

5 - Resultados empíricos

Os modelos de demanda por trabalho foram estimados para cada mês, de junho de 1986 a dezembro de 1997. Como discutido na Seção 3, embora tenhamos informações desde janeiro de 1985, a necessidade do uso de instrumentos válidos determinou que as estimativas dos parâmetros só pudessem ser obtidas a partir de meados de 1986, isto é, 17 meses após o início da informação amostral. Apesar de o modelo ser derivado com as variáveis em níveis, as regressões foram estimadas com as variáveis em logaritmos, de forma a tornar as estimativas comparáveis com a maior parte da literatura sobre demanda por trabalho.¹¹

Conforme mencionado na seção anterior, dois modelos de demanda por trabalho são estimados: um para o nível de emprego e outro para o número de horas pagas. Os modelos são estimados por meio do método de variáveis instrumentais aplicado à equação (4), ou seja, regredirem-se emprego (horas trabalhadas) em uma

¹¹ Uma versão anterior deste trabalho contém também as estimativas com as variáveis em níveis [ver Barros, Corseuil e Gonzaga (1999)].

constante, em uma defasagem do emprego (horas trabalhadas), no salário real e em variáveis *dummies* setoriais. Todas as variáveis em nível de firma são usadas em primeiras diferenças. Além disso, duas estimativas são obtidas para cada modelo, dependendo da defasagem selecionada para os instrumentos ($k = 1$ ou $k = 10$). No total, portanto, temos quatro estimativas da função de demanda por trabalho. Em cada caso, apresentamos as estimativas diretas dos dois parâmetros mais relevantes para a análise: *a)* o coeficiente do emprego defasado, λ , que mede a velocidade de ajustamento do emprego;¹² e *b)* o coeficiente dos salários correntes, δ^* , que mede a elasticidade emprego-salário no curto prazo. Foram também obtidas estimativas para o impacto de longo prazo de mudanças nos salários sobre emprego (ϕ).

Os resultados estão descritos da seguinte forma. Os Gráficos A.6 e A.7 do Apêndice fornecem estimativas da evolução mensal da elasticidade emprego-salário de curto prazo, δ_t^* . Os Gráficos A.8 e A.9 apresentam as estimativas correspondentes para o coeficiente do emprego defasado, λ_t . Como as estimativas variam consideravelmente de mês a mês, também computamos uma média móvel centrada de 12 meses, construída da seguinte forma. Primeiramente, eliminamos todos os valores correspondentes ao decil mais alto e ao mais baixo da distribuição. Segundo, calculamos médias móveis de 12 meses com as estimativas remanescentes. As médias são ponderadas utilizando-se os inversos dos desvios-padrão como pesos. Com base nessas estimativas de médias móveis para os parâmetros básicos do modelo (λ_t e δ_t^*), obtemos estimativas para o efeito de longo prazo de salários em emprego, ϕ_t . Essas estimativas estão apresentadas nos Gráficos A.10 e A.11.

Os Gráficos A.6 e A.7 fornecem evidência de que tanto emprego quanto horas pagas decrescem quando aumentam os custos trabalhistas, ou seja, as elasticidades emprego-salário são negativas, no curto prazo. Nas equações estimadas com a variável emprego, as elasticidades se situam entre 0 e -0,3 ao longo de todo o período, no caso em que são usadas defasagens pequenas dos instrumentos ($k = 1$), e entre 0 e -0,1 no caso de defasagens longas dos instrumentos ($k = 10$).

Já no caso da variável número de horas pagas, as elasticidades variam bem mais e são bem mais altas (em valor absoluto), principalmente a partir de meados da década de 90 (após o Plano Real), quando chegam a valores próximos de -1. Na verdade, ambos os fatos são esperados teoricamente. O primeiro devido ao ajuste por horas ser menos custoso que o ajuste por pessoal ocupado. O segundo pode ser explicado pelo argumento de que um ambiente mais competitivo faz aumentar (em valor absoluto) a elasticidade emprego-salário [ver Gonzaga (1997)].

¹² Como mencionado, valores próximos de zero para λ indicam um ajuste rápido do emprego, enquanto valores próximos de um indicam um ajuste lento.

Os Gráficos A.8 e A.9 também mostram pequenas mudanças nas estimativas dos parâmetros de velocidade de ajustamento, com valores tipicamente ao redor de 0,5 ao longo de todo o período. Assim como no caso das elasticidades emprego-salário, as estimativas variam menos e são menores (por volta de 0,4) quando as defasagens dos instrumentos são longas ($k = 10$), o que pode revelar que a correlação serial entre os choques tecnológicos está viesando as estimativas de λ para cima. O comportamento dos parâmetros é muito semelhante quando usamos o nível de emprego ou o número total de horas pagas como variável dependente, o que pode refletir o pequeno recurso à variação do número de horas médias pelas firmas da amostra.

Vale ressaltar o fato de que essas estimativas para o coeficiente de defasagem do emprego, λ , são bem menores do que as obtidas em outros estudos sobre demanda dinâmica por trabalho no Brasil [ver Gonzaga e Corseuil (2001) e Meyer (1998)]. Esse resultado também é esperado teoricamente, uma vez que os demais estudos se baseiam em séries de tempo, analisando o comportamento do emprego agregado. O uso de dados em nível de firma mostra uma variação do emprego muito maior, que é impossível de ser captada nos dados agregados.

Finalmente, os Gráficos A.10 e A.11 apresentam as estimativas da elasticidade de emprego-salário no longo prazo, usando as médias móveis descritas nos Gráficos A.2 e A.3. No caso do emprego como variável dependente, as estimativas variam bastante ao longo do período quando a defasagem dos instrumentos é pequena ($k = 1$), o que reflete a variabilidade das estimativas de δ^* e λ nesses casos, mencionada anteriormente. Já quando a defasagem dos instrumentos é grande ($k = 10$), a elasticidade emprego-salário de longo prazo flutua bem menos, situando-se entre 0 e -0,2 ao longo de todo o período. Por outro lado, as flutuações das estimativas da elasticidade horas totais-salário de longo prazo são bem maiores para as duas escolhas da defasagem dos instrumentos, o que reflete basicamente o resultado das elasticidades de curto prazo já discutido, uma vez que os parâmetros de velocidade de ajustamento estimados são bem parecidos para as duas variáveis dependentes utilizadas.

6 - Conclusões

O objetivo principal deste artigo foi a estimativa dos parâmetros da curva de demanda por trabalho no setor industrial brasileiro e o estudo da sua evolução ao longo do período 1985/97, que se baseou nos dados por estabelecimento da PIM, empregados aqui em caráter pioneiro, e na utilização de técnicas de dados em painel.

Os dois principais parâmetros de interesse do estudo são o coeficiente dos salários correntes, que mede a elasticidade emprego-salário no curto prazo, e o coeficiente do emprego defasado, que mede a velocidade de ajustamento do emprego.

Nas equações estimadas com a variável emprego, as elasticidades emprego-salário se situam entre 0 e -0,3 ao longo de todo o período 1985/97, caso em que usamos uma pequena defasagem dos instrumentos ($k=1$), e entre 0 e -0,1 em que a defasagem dos instrumentos utilizada é grande ($k=10$). Já para a variável número de horas pagas, as elasticidades variam bem mais e são bem mais altas (em valor absoluto), principalmente a partir de meados da década de 90 (após o Plano Real), quando chegam a valores próximos de -1.

Já as estimativas dos parâmetros de velocidade de ajustamento apresentam valores tipicamente ao redor de 0,5 ao longo de todo o período, o que indica um ajuste bastante rápido do nível de emprego e do total de horas pagas em nível de firma no Brasil. Esses valores são bem menores do que os obtidos por estudos sobre demanda por trabalho no Brasil que se baseiam em dados agregados. Assim como no caso das elasticidades emprego-salário, as estimativas do coeficiente do emprego defasado variam menos e são menores (por volta de 0,4) quando as defasagens dos instrumentos são longas ($k=10$).

Apêndice

Estatísticas básicas

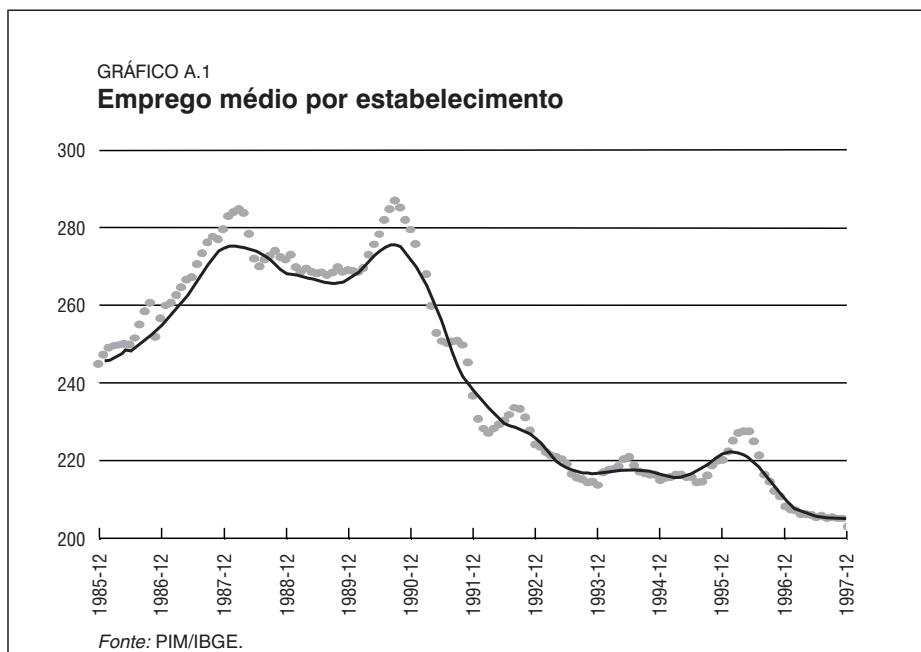
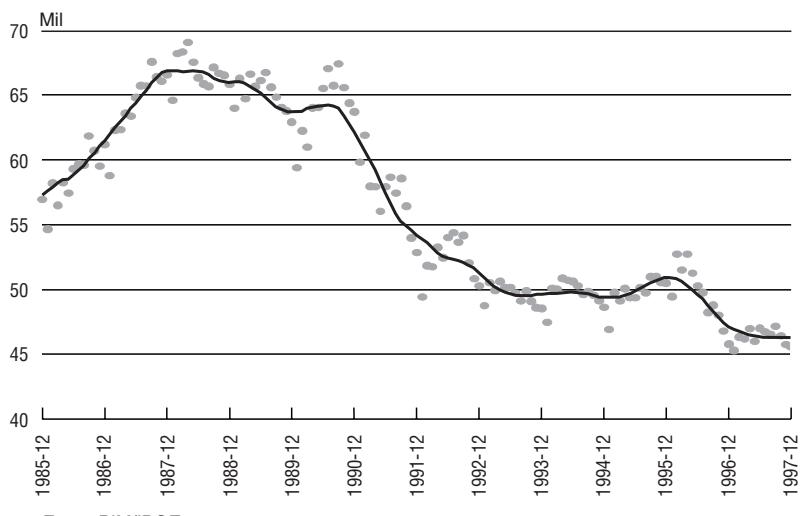
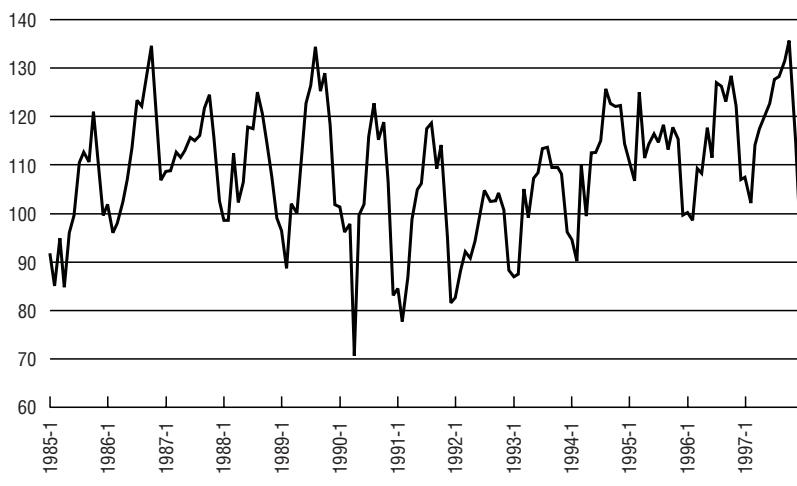


GRÁFICO A.2
Número médio de horas pagas por estabelecimento



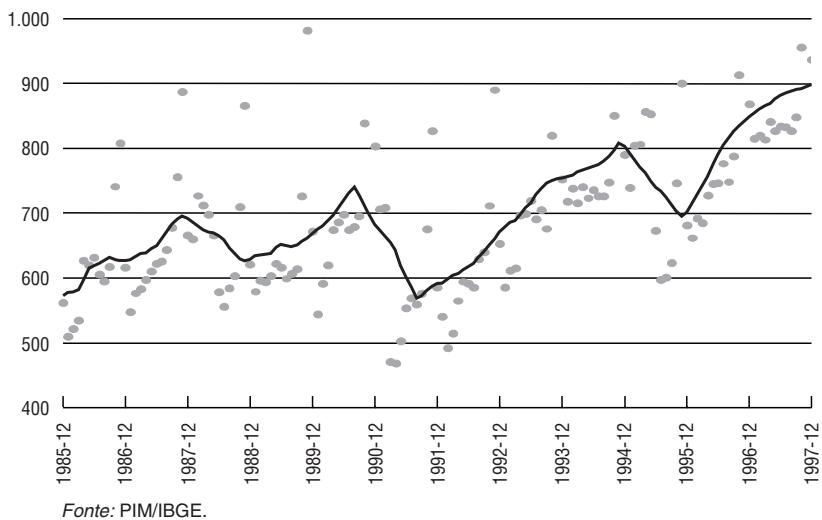
Fonte: PIM/IBGE.

GRÁFICO A.3
Evolução do produto industrial



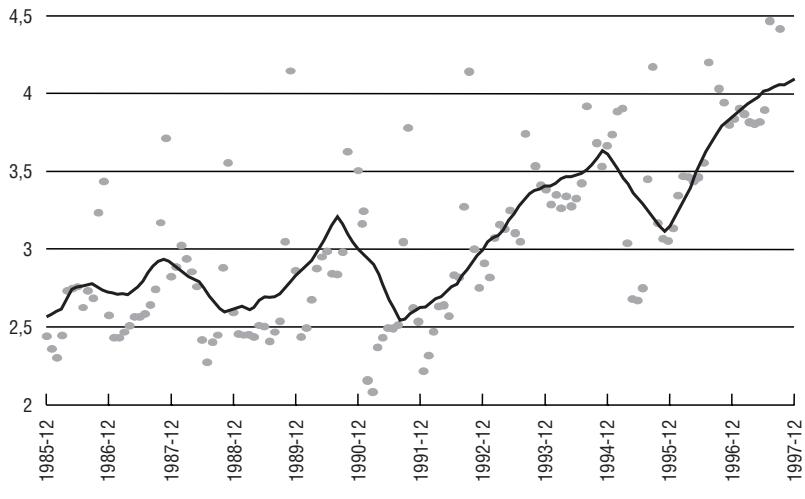
Fonte: PIM/IBGE.

GRÁFICO A.4
Folha de pagamento por empregado



Fonte: PIM/IBGE.

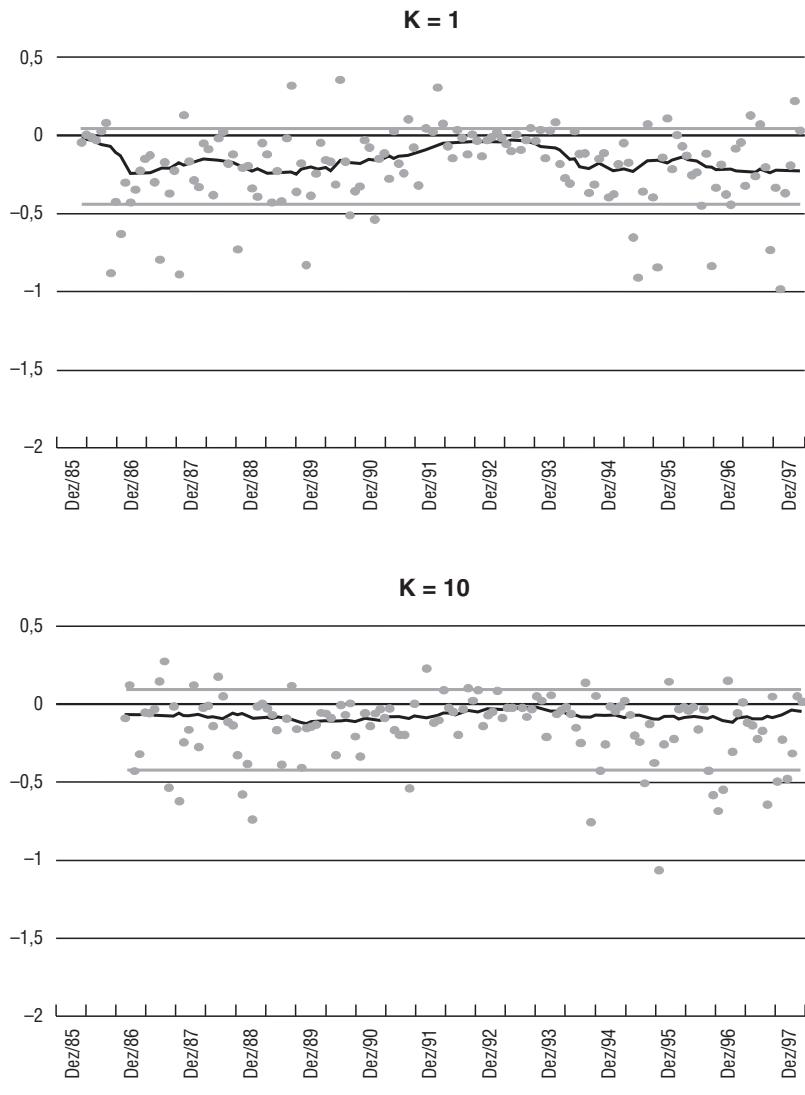
GRÁFICO A.5
Folha de pagamento por horas pagas



Fonte: PIM/IBGE.

GRÁFICO A.6

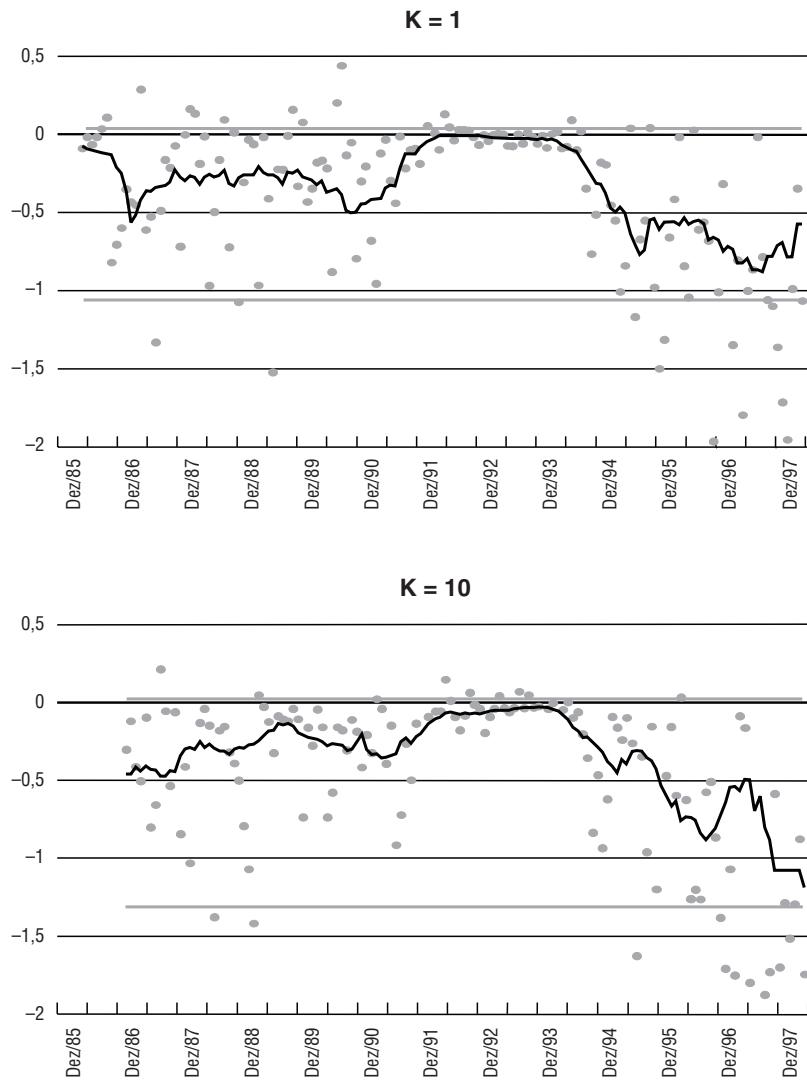
Evolução temporal da elasticidade emprego-custo salarial de curto prazo (δ^*) — variável dependente: emprego (modelo 1)



Fonte: Baseada na PIM/IBGE.

GRÁFICO A.7

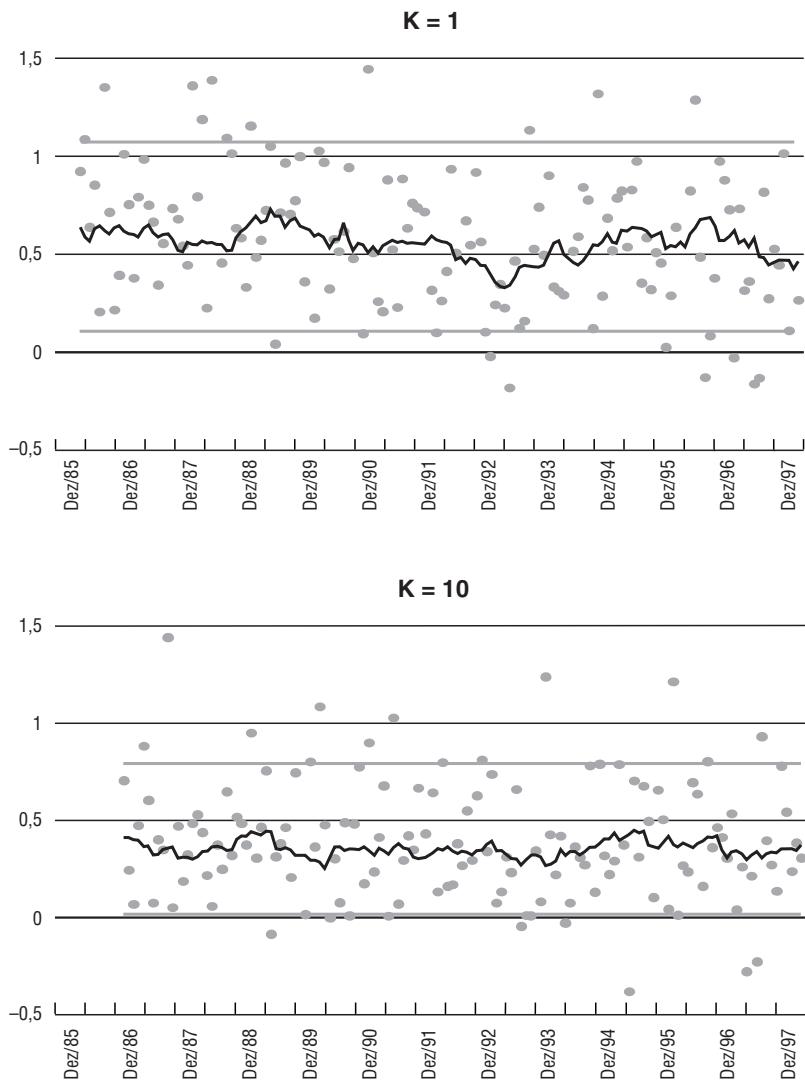
Evolução temporal da elasticidade emprego-custo salarial de curto prazo (δ^*) — variável dependente: horas totais (modelo 2)



Fonte: Baseada na PIM/IBGE.

GRÁFICO A.8

Evolução temporal do coeficiente do emprego defasado (λ) — variável dependente: emprego (modelo 1)



Fonte: Baseada na PIM/IBGE.

GRÁFICO A.9

Evolução temporal do coeficiente do emprego defasado (λ) — variável dependente: horas totais (modelo 2)

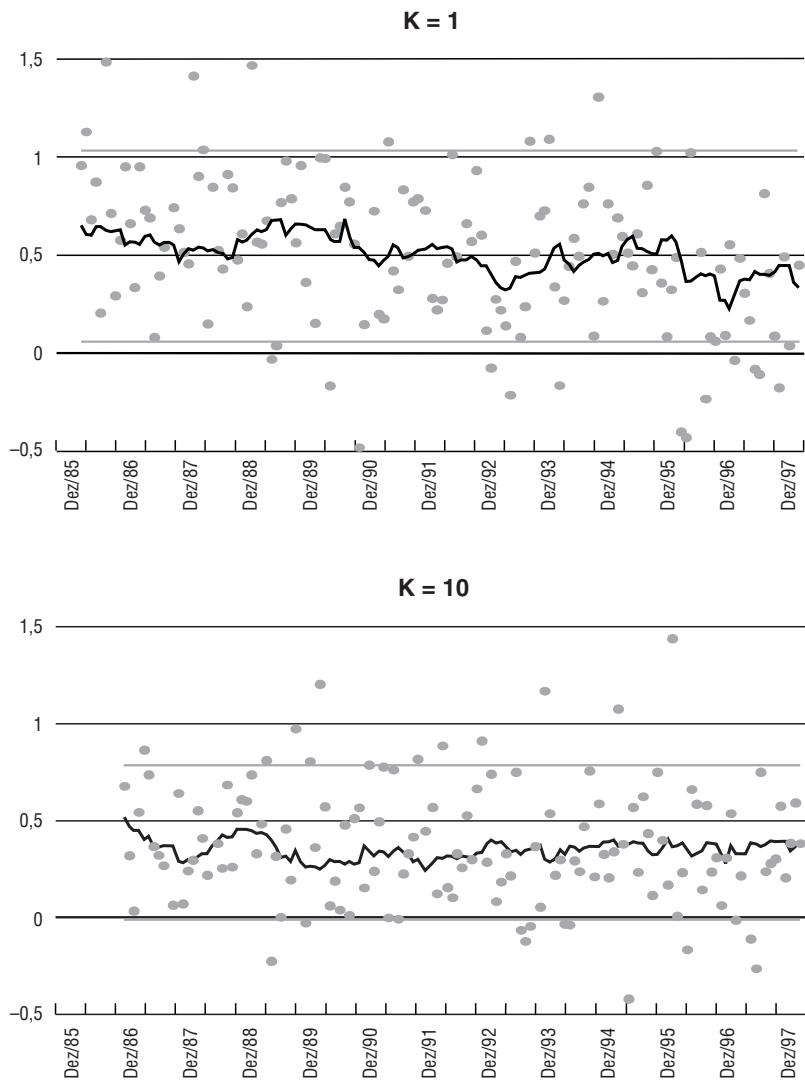
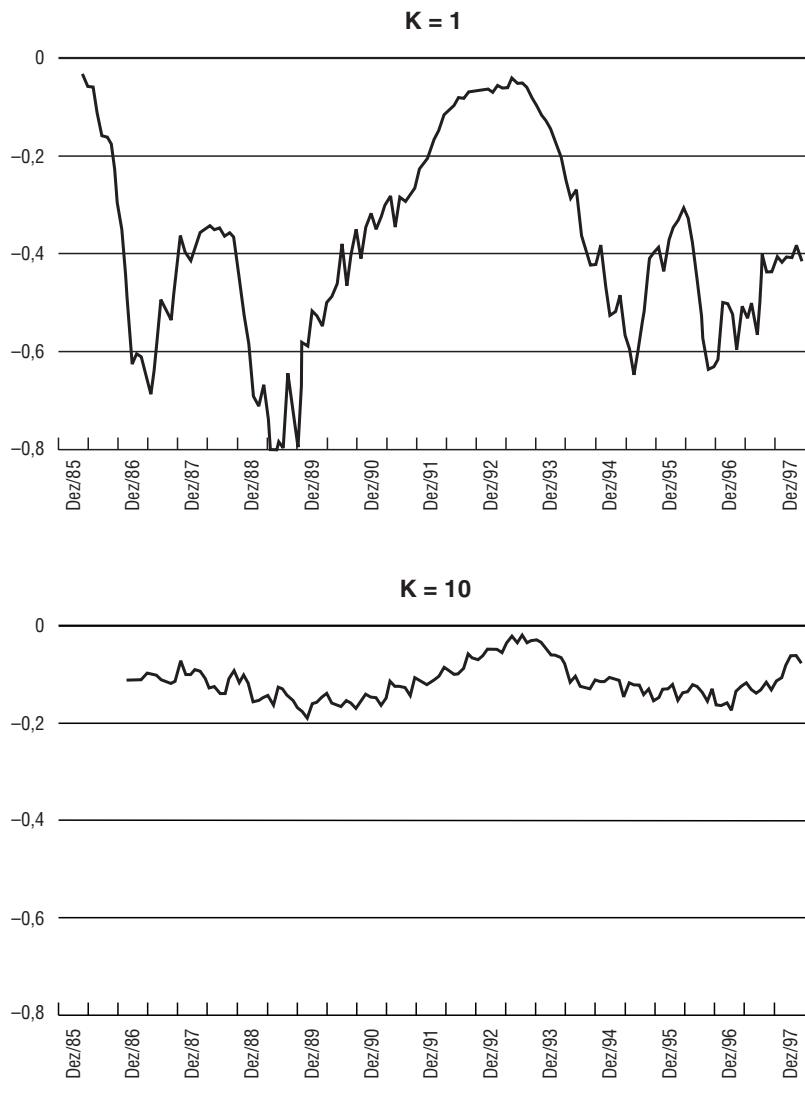


GRÁFICO A.10

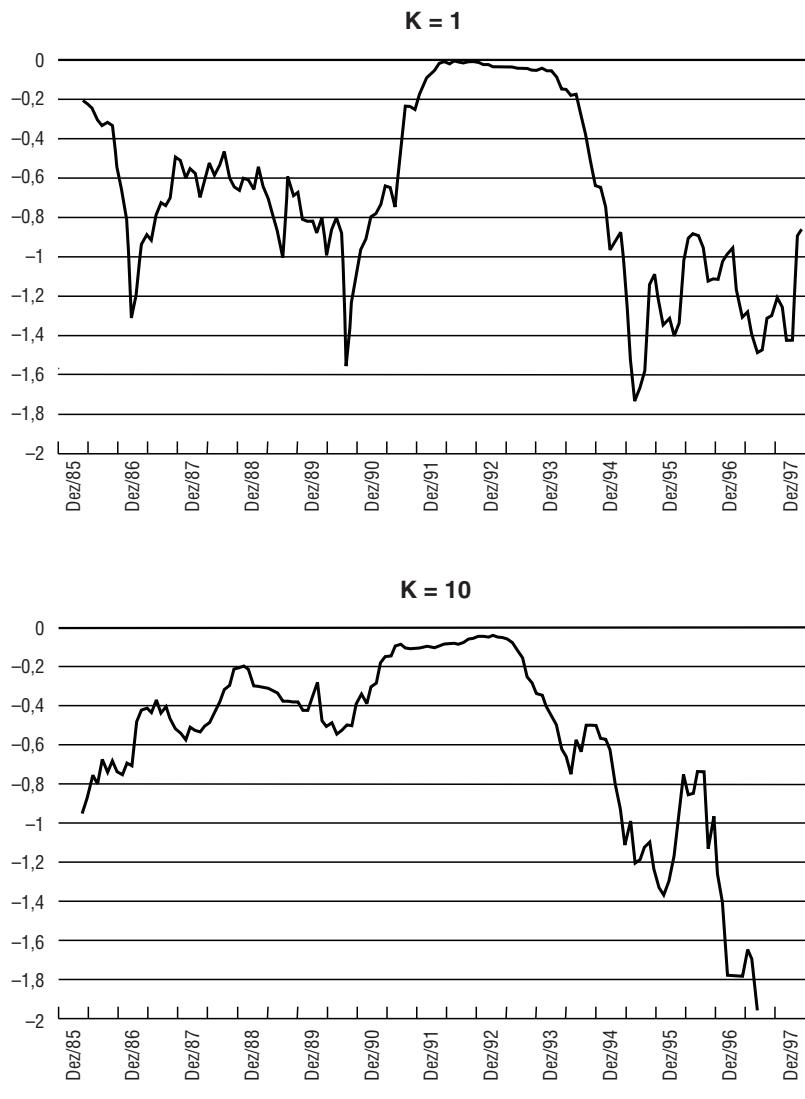
Evolução temporal da elasticidade emprego-custo salarial de longo prazo (ϕ) — variável dependente: emprego (modelo 1)



Fonte: Baseada na PIM/IBGE.

GRÁFICO A.11

Evolução temporal da elasticidade emprego-custo salarial de longo prazo (ϕ) — variável dependente: horas totais (modelo 2)



Fonte: Baseada na PIM/IBGE.

Abstract

This paper provides estimations of labor demand parameters for the Brazilian manufacturing sector. We use microdata from a Brazilian monthly establishment level survey to study the evolution of employment-wage elasticity and the speed of employment adjustment between 1985 and 1997. This task is based on several short panels containing longitudinal information at the establishment level. Estimated values of wage elasticity vary according to the model specification. Values of wage elasticity vary from 0 to -0.3 when employment is measured by number of workers. When we use number of hours paid, estimated values are higher (reaching -1 in mid 90's) and oscillates much more. The estimates for the speed of employment adjustment parameter are stable around 0.5, which imply a quite fast employment adjustment in Brazil when compared to international evidence or even to prior aggregate data estimations for Brazil.

Bibliografia

- ANDERSON, T. W., HSIO, C. Formulation and estimation of dynamic models using panel data. *Journal of Econometrics*, v. 18, p. 67-82, 1982.
- ARELLANO, M., BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, v. 58, 1991.
- BARROS, R., CORSEUIL, C. H., GONZAGA, G. Labor market regulations and the demand for labor in Brazil. *Anais do XXI Encontro Brasileiro de Econometria*, SBE, Belém, PA, 1999.
- CHAHAD, J. P., LUQUE, R. Elasticidade emprego-produto no ciclo industrial brasileiro. In: SEDLACECK, G., BARROS, R. P. de (eds.). *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. IPEA, 1989 (Série Monográfica, 35).
- GONZAGA, G. Efectos de la apertura sobre el empleo industrial en Brasil. In: CÁRDENAS, M. (ed.). *Empleo y distribución del ingreso en América Latina*. Bogotá, Colômbia: TM Editores, 1997.
- GONZAGA, G., CORSEUIL, C. H. Emprego industrial no Brasil: uma análise de curto e longo prazos. *Revista Brasileira de Economia*, v. 55, n. 4, p. 467-491, 2001.
- HAMERMESH, D. *Labor demand*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1993.
- HAMERMESH, D., PFANN, G. Adjustment costs in factor demand. *Journal of Economic Literature*, v. 34, p. 1.264-1.292, Sep. 1996.
- MEYER, J. *Custo de ajustamento e a demanda por trabalho no Brasil: uma estimativa setorial*. Rio de Janeiro: PUC/Departamento de Economia, 1998 (Dissertação de Mestrado).
- NICKELL, S. J. Dynamic models of labour demand. *Handbook of Labor Economics*, v. 1. Netherlands: Elsevier Science Publishers, p. 473-522, 1986.

PEREIRA, P. V., CICHELLI, R., BARROS, R. P. de. Absorção de mão-de-obra na indústria de transformação. In: SEDLACECK, G., BARROS, R. P. de (eds.). *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. IPEA, 1989 (Série Monográfica, 35).

SARGENT, T. Estimation of dynamic labor demand schedules under rational expectations. *Journal of Political Economy*, v. 86, p. 1.009-1.044, 1978.

(*Originais recebidos em janeiro de 2001. Revistos em julho de 2001.*)

