

# EMPREGO INDUSTRIAL E CUSTOS DE AJUSTAMENTOS NAS EMPRESAS: UMA ANÁLISE A PARTIR DE MICRODADOS\*

**Paulo de Andrade Jacinto**  
FEAC/UFAL  
E-mail: pajjap@hotmail.com

**Eduardo Pontual Ribeiro**  
IE/UFRJ, PPGE/UFRGS e Pesquisador CNPq  
eribeiro@ie.ufrj.br

## RESUMO

O presente estudo tem como objetivo fazer uma análise empírica da estrutura dos custos de ajustamento do emprego industrial usando dados do Brasil. Para tanto, estima-se um modelo dinâmico de demanda por trabalho em que contempla custos de ajustamento quadrático e custos de ajustamento fixo como casos particulares. A metodologia traz um teste de hipótese, em que coeficientes do modelo de regressão empregado permitem identificar qual o tipo de custo de ajustamento mais apropriado para representar os custos não salariais do emprego. A partir de microdados de empresas industriais do Rio Grande do Sul, os resultados obtidos sugerem que um modelo misto, em que custos de ajustamento quadrático e custos fixos são considerados, representa melhor a estrutura de custos de ajustamentos para a indústria. Portanto, o modelo com custos de ajustamento quadrático, muito explorado nos estudos empíricos no Brasil, pode ser útil para dar uma idéia da dinâmica do ajuste do emprego, porém não é o mais adequado.

**Palavras-chave:** Custos de ajustamento, GMM, demanda por trabalho, Microdados, custos fixos.

**JEL Codes:** J23, J63

## ABSTRACT

In this study we make an empirical analysis of the structure of adjustment in manufacturing employment using Brazilian firm data. So, a dynamic model of labor demand is estimated including the adjustment costs of quadratic and the fixed adjustment costs as particular cases. The methodology brings a hypothesis test, where the regression model coefficients applied allow identifying which of the type adjustment cost is more appropriate to shows the costs of the job. From micro data of industrial companies of the Rio Grande do Sul, the results suggest that a mixing model, where adjustment costs of quadratic and fixed costs are considered, represents in the best way the costs structure of adjustments for the industry. Therefore, the model with the costs adjustment of quadratic, much explored in the empirical studies in Brazil, can be useful to give an idea of the dynamics of the adjustment of the job, however it is not suitable.

**Key-words:** Adjustment costs, labor demand, GMM, Microdata, fixed costs

## ÁREA 12 – Economia do Trabalho

---

\* Este trabalho é uma versão revisada de partes da tese de doutorado do primeiro autor no PPGE/UFRGS. Agradecemos à FIERGS pelo acesso aos dados e aos comentários de Giacomo Balbinotto, Naércio Menezes, Luiz G. Scorzafave. Erros são de nossa responsabilidade.

## 1. Introdução

A estimação de uma função de demanda por trabalho é o mecanismo mais usado para compreender o efeito de mudanças estruturais, tecnológicas e conjunturais no emprego industrial, além de servir de base e simulações de efeitos de políticas. Esse mecanismo exige uma hipótese para estrutura de custos de ajustamento do emprego no tempo, que não parece compatível com a heterogeneidade intrasetorial encontrada<sup>1</sup>.

A representação analítica desses custos é feita por meio de uma função de custos de ajustamento e a mais usual, possui a forma quadrática. Ela gera um padrão de ajuste da mão-de-obra contínuo, suave e sem movimentos bruscos, a partir de uma seqüência de choques de rentabilidade percebidos pela empresa (Hamermesh, 1993). Embora propostos desde 1962 por Walter Oi, a partir do estudo de Hamermesh (1989), funções de custos de ajustamento alternativas e mais complexas que incorporam custos fixos (*lumpy costs*) ou lineares (*piecewise costs*) vêm sendo consideradas de modo mais significativo. A principal característica dessas funções encontra-se na descontinuidade dos ajustes no emprego, o que implica uma ausência de ajuste gradual na mão-de-obra e a existência de períodos de inatividade, frente a uma seqüência de choques.

Ao invés de focar a forma funcional detalhada dos custos de ajustamento (quadráticos e simétricos, quadráticos e assimétricos, custos fixos ou lineares), alguns estudos, como o de Caballero, Engel e Haltiwanger (1997), Cooper e Willis (2001) e Varejão e Portugal (2006), levando em consideração a heterogeneidade nas variações no emprego observadas por Davis e Haltiwanger (1999) e Hamermesh (1989), focalizaram suas análises na verificação do tipo geral de custos de ajustamento, ou seja, se convexos ou não-convexos. A convexidade é associada a ajustes freqüentes, porém com variações no emprego diluídas ao longo do tempo, ao passo que os custos de ajustamentos não-convexos geram ajustamentos pouco freqüentes e com movimentos bruscos na mão-de-obra empregada, caracterizando períodos de inatividade e ausência de ajuste. Trata-se de uma forma mais geral de abordar os custos de ajustamento, uma vez que se busca conhecer a estrutura de custos sem impor maiores restrições sobre as funções de custos de ajustamento das firmas. O interesse é identificar o tipo geral com o mínimo de hipóteses identificadoras sobre a realidade.

Na literatura econômica essa questão tem sido tratada através da estimação de modelos estruturais de demanda por trabalho que incorporam estruturas alternativas de custos de ajustamento. Os resultados mostram que modelos de demanda por trabalho não linear, que correspondem à estrutura de custos de ajustamento não-convexa, se ajustam melhor aos dados de empresas. Destaca-se Hamermesh (1989, 1990 e 1992), que examinaram dados mensais de firmas individuais no nível do estabelecimento, descobrindo que a série agregada aparentava um ajustamento suave, sem movimentos bruscos, ao passo que no nível individual da firma o ajustamento do emprego era extremamente fixo.

No Brasil, os estudos de Estevão (1991), Pereira e Gonzaga (1998), Meyer (1998), Ambrózio (1999), Magnusson (2000) e Gonzaga e Corseuil (2001), empregaram custos de ajustamento quadráticos que levam à funções de demanda por emprego do tipo de ajustamento parcial, aplicados a dados agregados (setoriais). O tipo de custo de ajustamento foi suposto, sem uma avaliação da validade desta suposição. Embora Caballero et al. (1997) tenha mostrado que com o uso de dados setoriais (agregados) a estrutura de custos de ajustamento tende a parecer quadrática (convexa), o trabalho mostrou que estes custos nas

---

<sup>1</sup> Por custos de ajustamento entendem-se aqueles custos diretos e indiretos gerados por alterações na quantidade da mão-de-obra empregada na firma. De um modo geral, os custos de contratação incorporam os custos da firma em anunciar as vagas disponíveis, entrevistar e selecionar os candidatos e treinar os novos trabalhadores; por sua vez, os custos de demissão normalmente estão previstos por lei, como o aviso prévio e demais indenizações. Custos indiretos seria o custo de oportunidade em termos de produção perdida enquanto o novo trabalhador não possui a mesma produtividade do trabalhador que foi substituído.

empresas (microdados) podem ser bem diferentes, numa aplicação moderna da famosa falácia da composição.

Assim, o presente estudo tem como propósito fazer uma análise empírica da estrutura dos custos de ajustamento do emprego em indústrias brasileiras, a partir de microdados das empresas industriais do Rio Grande do Sul entre os anos de 1991 e 2004. Para tanto, estima-se um modelo dinâmico de demanda por trabalho em que contempla custos de ajustamento quadrático e custos de ajustamento fixo como casos particulares. Além dessa breve introdução, o trabalho está organizado em quatro seções. Na segunda, a base de dados utilizada é descrita. Na terceira, a representação empírica do modelo de demanda por trabalho e a estratégia de estimação são apresentadas. Na quarta, são apresentados os resultados e, por fim, na seção cinco, as considerações finais. Os resultados mostram que o modelo com custos de ajustamento quadrático, muito explorado nos estudos empíricos no Brasil, pode ser útil para dar uma idéia da dinâmica do ajuste do emprego, porém não é o modelo mais adequado.

## **2. As empresas estudadas e as hipóteses de identificação**

Os dados utilizados para identificar a estrutura de custos de ajustamento e analisar a dinâmica da demanda por trabalho na indústria foram obtidos junto à Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul (FIERGS) e têm origem na Pesquisa Indicadores Industriais da Confederação Nacional das Indústrias (CNI). O âmbito da pesquisa inclui as empresas que fazem parte do cadastro próprio da FIERGS e as unidades de informação são as empresas industriais e suas filiais localizadas no estado do Rio Grande do Sul<sup>2</sup>. A classificação de atividades da pesquisa é a mesma do cadastro RAIS-88, isto é corresponde à classificação utilizada pelo CNAE-73, tanto para o gênero industrial quanto para o subgênero. As unidades estão agrupadas em dezesseis setores ou gêneros industriais, a saber: metalúrgica, mecânica, material elétrico e de comunicações, material de transporte, madeira, mobiliário, borracha, couros e peles, química, têxtil, vestuário, calçados e artefatos de tecidos, produtos alimentares, bebidas, fumo, editorial e gráfica e, por fim, diversas. As informações estão disponíveis na base de dados a partir de 1991 até 2004.

A amostra utilizada pela FIERGS apresenta um viés para grandes empresas e inclui apenas empresas formais, tendo em vista que as variáveis são acompanhadas com o intuito de se observar a tendência de curto prazo. O processo de amostragem utilizado na formação do painel de empresas<sup>3</sup> informantes é incidental, tendo como um dos critérios empregados na formação desse painel a seleção de unidades informantes do cadastro da FIERGS responsáveis por 50% do número de empregados do gênero<sup>4</sup>. No caso particular daqueles gêneros não explicitados individualmente, ou seja, na classe de “outros gêneros”, o percentual passa a ser igual a 20% do número de empregados.

Por se tratar de uma amostra incidental, uma comparação entre as séries de emprego, oriunda da Pesquisa Mensal Industrial (PIM), realizada pelo IBGE, com a série de emprego utilizada nesse trabalho pode indicar se podemos considerar a amostra utilizada pela Pesquisa Indicadores Industriais da Confederação Nacional das Indústrias (CNI) representativa, permitindo, assim, fazermos inferências a partir dela. Nesse sentido, características como a presença de uma tendência declinante do emprego ao longo do tempo no setor industrial na série de emprego gerada pela PIM deve estar presente na série de emprego obtida pela CNI.

---

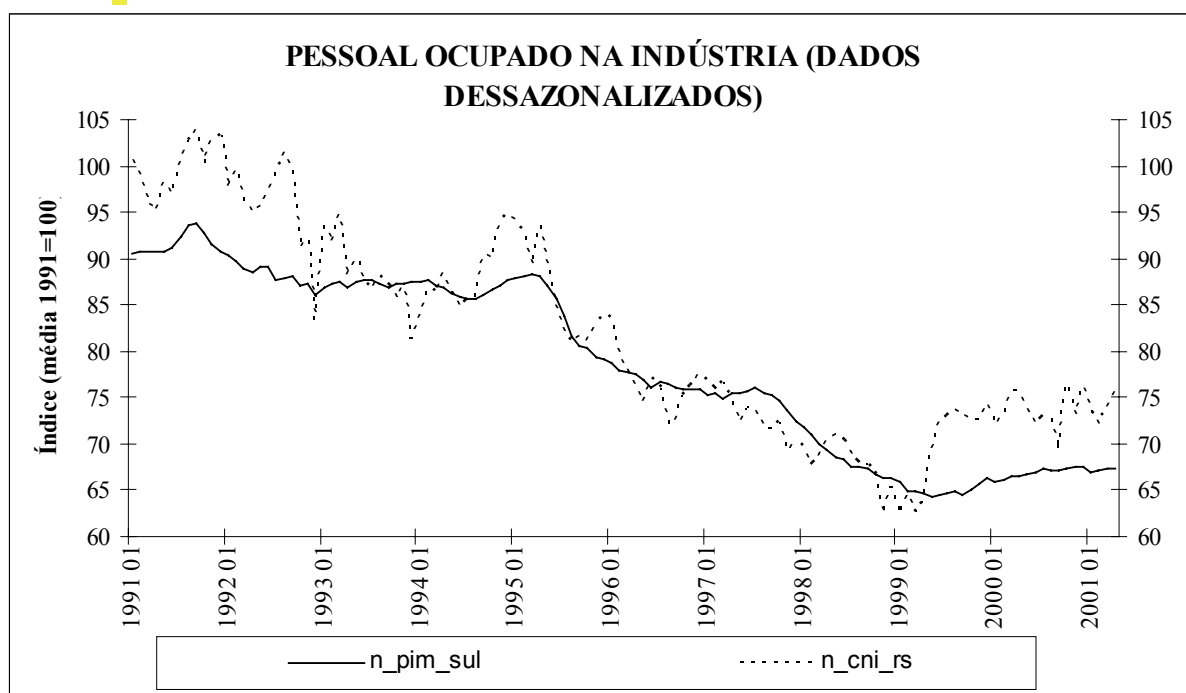
<sup>2</sup> A matriz, se localizada no estado, responde às informações referentes a ela e às suas filiais no estado. No caso das empresas cujas matrizes localizam-se fora do estado as informações coletadas se referem exclusivamente à elas, ou seja, as filiais.

<sup>3</sup> Sem acompanhamento demográfico de entradas e saídas.

<sup>4</sup> Os gêneros incluídos na pesquisa são responsáveis por, no mínimo, 70% do valor da produção da indústria de transformação do estado, encontrado no Censo IBGE 1985 para o início da amostra ou, para os anos mais recentes, na RAIS. Os gêneros restantes compõem a classe “Outros”, utilizada na obtenção do resultado agregado para a indústria de transformação.

Complementando a análise gráfica, estatisticamente, uma análise da correlação entre as duas séries também pode ser útil para mostrar se existe um forte relação entre as duas variáveis e confirmar a representatividade ou não da amostra.

Como pode ser observada na Figura 1, a série de emprego da oriunda da pesquisa da CNI para o Rio Grande do Sul ( $n_{cni\_rs}$ ) no período de 1991-2001 apresenta o mesmo comportamento observado na série do emprego da PIM para a Região Sul ( $n_{pim\_sul}$ ), ou seja, ambas as séries mostram uma trajetória de declínio do emprego industrial nos anos 90<sup>5</sup>. A correlação entre as duas séries é de 0,92, o que mostra um forte relação entre as duas séries. Com base na análise gráfica e no índice de correlação é possível inferir que a amostra utilizada pela Pesquisa Indicadores Industriais da Confederação Nacional das Indústrias é representativa, podendo ser utilizada para estudar o comportamento do emprego no Rio Grande do Sul.



**Figura 1** – Pessoal ocupado na indústria (dados dessazonalizados)

A base utilizada neste estudo compreende ao período de 1991 a 2004. A variável emprego ( $n$ ) corresponde ao logaritmo natural do pessoal empregado total e engloba a totalidade do pessoal com vínculo empregatício que estava trabalhando na empresa no último dia do mês, incluído ou não no processo de produção. Na literatura econômica a análise da dinâmica da demanda por trabalho com essa variável corresponde a uma análise na qual a hipótese de homogeneidade da mão-de-obra é assumida.

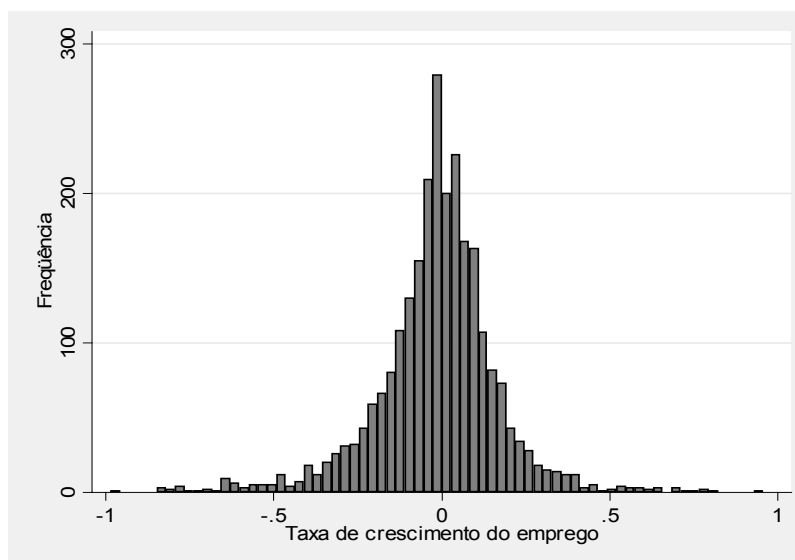
A variável que descreve o custo salarial médio real ( $wr$ ) corresponde ao logaritmo natural do valor global da folha de pagamento e refere-se à remuneração do trabalho dividido pelo número de pessoal empregado total da empresa. Ela não inclui os pagamentos relativos ao décimo terceiro salário, indenizações, gratificações e aviso prévio.

Para representar as condições de demanda da firma escolheu-se a variável valor total das vendas. Nessa variável são incluídas todas as receitas das empresas oriundas das vendas de seus produtos, não levando em conta a prestação de serviços, as transferências entre estabelecimentos e as vendas de ativos fixos ou a revenda de matéria-prima beneficiada. Os valores são deflacionados pelo índice de preços por atacado (IPA-OG). Uma primeira

<sup>5</sup> O ideal seria utilizar uma série de emprego da PIM para o estado do Rio Grande do Sul, mas devido a inexistência dessa série, optou-se por fazer uma comparação entre a série de emprego gerada para a Região Sul.

aproximação para conhecer o padrão de ajustamento do emprego pode ser observada na Figura 2, na qual é apresentada a distribuição das taxas de crescimento do emprego por ano para as empresas que aparecem na amostra por dois anos contíguos pelo menos<sup>6</sup>.

De um modo geral, observa-se imediatamente uma concentração das taxas em zero, gerando um pico e revelando uma considerável rigidez nas alterações no emprego. Esse resultado sinaliza que uma proporção significativa das empresas não altera o emprego de um ano para outro; caso o façam, esse ajuste é pequeno e próximo a zero. Observa-se ainda, à direita do zero, que as taxas de crescimento do emprego apresentam um decaimento mais rápido se comparado àquele apresentado no lado esquerdo da origem.



**Figura 2** – Taxa de crescimento do emprego.

De acordo com a teoria da demanda por trabalho (*e.g.* Hamermesh, 1993), seja pela resolução de um problema de minimização de custos ou maximização de lucros, e sob diferentes tipos de expectativas, pode-se especificar uma função (potencialmente implícita) de demanda por trabalho ( $n_{it}$ ) nas empresas  $i$  no período  $t$  na forma  $F(\Delta n_{it}, \Delta z_{it}, \theta) = 0$ , onde  $z_{it}$  representa um vetor de choques de rentabilidade na empresa, e  $\theta$  um vetor de parâmetros associados à tecnologia, custos de ajustamento e até demanda por produto. O vetor de choques de rentabilidade em geral é associado a choques de custos do trabalho ( $w_{it}$ ), choques de demanda ou produção ( $y_{it}$ ) e choques não observados ( $\varepsilon_{it}$ ).

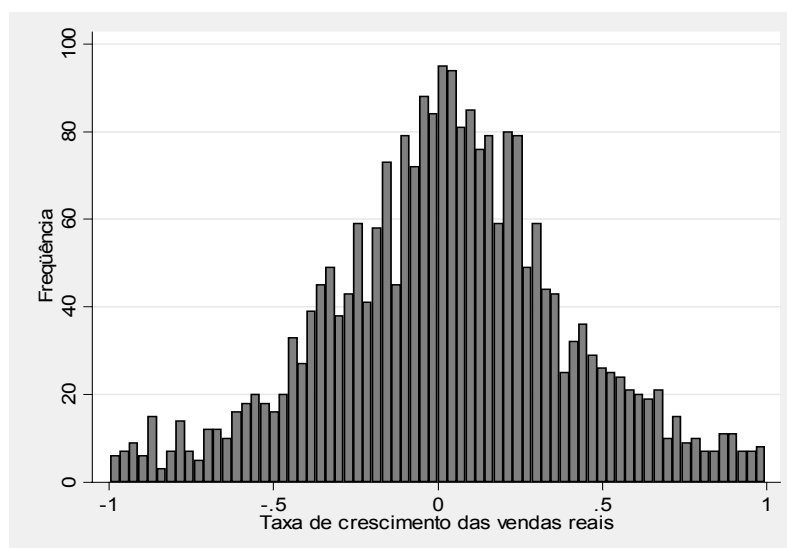
De acordo com Varejão e Portugal (2006), Hamermesh e Pfann (1996), sob as hipóteses usuais de tecnologia, associadas à funções de produção contínuas e diferenciáveis, estruturas de custos de ajustamento convexas levam a uma associação contínua e suave entre os choques e a variação do emprego. Por outro lado, se a estrutura de custos de ajustamento for não convexa, a função de demanda por trabalho implícita será descontínua, gerando uma distribuição de variação no emprego bastante diferenciada da de choques de demanda, custos de trabalho e choques não observados. Se estes últimos tiverem distribuições suaves e contínuas, a distribuição de variação no emprego não será descontínua e/ou com picos<sup>7</sup>.

Passamos então a avaliar as distribuições de choques de rentabilidade observados, ou seja, mudanças no custo do trabalho (Figura 3) e mudanças no valor da produção (medido pelas vendas reais, na Figura 4). As distribuições das taxas de crescimento das vendas reais e do custo médio do trabalho são apresentadas nas Figuras 3 e 4, respectivamente, nos quais os histogramas omitem alterações menores do que 200 por cento e maiores do que 200%.

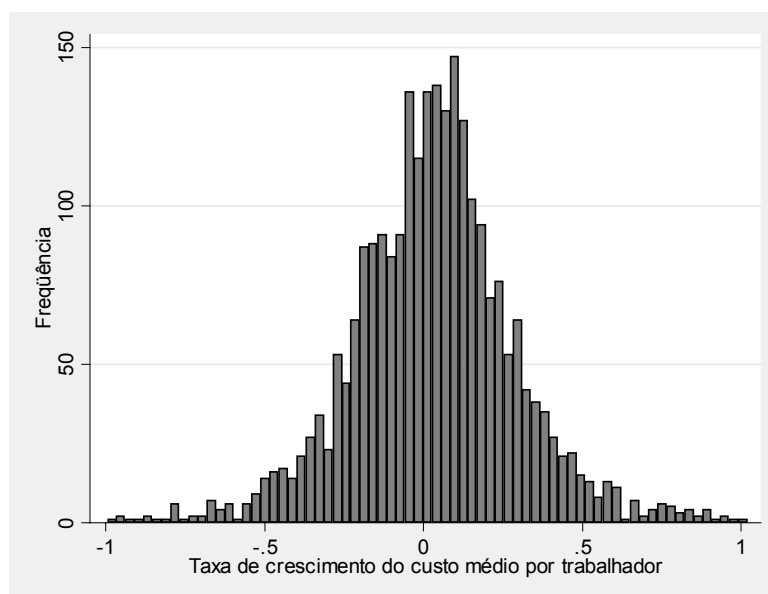
<sup>6</sup> A taxa de crescimento do emprego, do custo médio do trabalho e das vendas reais foram mensuradas usando a taxa de variação na forma  $g_{it} = (x_{it} - x_{it-1}) / [(x_{it} + x_{it-1}) / 2]$ , cujo resultado ficou limitado ao intervalo -1 a 1.

<sup>7</sup> Não restringimos aqui a simetria e curtose da distribuição da variação no emprego, pois estes podem ser bem diferentes das distribuições de choques, mesmo com funções suaves e contínuas  $F(\cdot)$ .

Observa-se que as distribuições possuem um formato de sino padrão, sugerindo uma suavidade nas taxas de crescimento e a existência de uma continuidade, dando indícios de que não existe uma forte concentração em zero, como foi observado na distribuição de variações no emprego.



**Figura 3** – Taxa de crescimento das vendas reais.



**Figura 4** – Taxa de crescimento do custo médio do trabalho.

Para a distribuição de choques não observados o razoável é supor que seja contínua e suave, como a Normal ou até a Uniforme, como em Varejão e Portugal (2006). Seguindo estes autores, se as distribuições de choques forem suaves e contínuas, a existência de descontinuidades e concentração em zero é associada a estruturas de custos de ajustamento não-convexas. Como nossa análise tem seu foco nas decisões da empresa de se aumentar ou não a demanda, isto é na dinâmica do emprego, uma metodologia empírica que traga um teste de hipótese em coeficientes do modelo de regressão empregado para estimar a equação de demanda por trabalho, permite identificar o tipo de custo de ajustamento e daí, a estrutura de ajustamento que seria mais apropriado para representar os custos não salariais do emprego.

### 3 Representação empírica do modelo de demanda por trabalho e estratégia de estimação

Há diferentes hipóteses sobre custos de ajustamento, que levam à diferentes equações de demanda por emprego num contexto de maximização<sup>8</sup> de lucros com preços de fatores exógenos. A função mais usual de custos de ajustamento, a quadrática, dentro de um modelo com previsão perfeita, leva ao modelo tradicional de demanda por trabalho dinâmico na seguinte forma:

$$n_t = \gamma n_{t-1} + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que  $\gamma$  e  $\beta$  são parâmetros,  $X_t$  é um vetor de variáveis explicativas que afetam o equilíbrio de longo prazo do emprego,  $n^*$ , e  $\varepsilon_t$  é termo de perturbação.

Hamermesh (1992)<sup>9</sup> apresentou um modelo dinâmico em que contempla custos de ajustamento quadrático e custos de ajustamento fixo como casos particulares. A principal característica do modelo é uma região de inatividade do emprego denotada pelo intervalo  $[n_-, n_+]$ , na qual se inclui o equilíbrio de longo prazo do emprego, denotado por  $n^*$ , conjuntamente com uma região em que o emprego pode ser ajustado de forma lenta e suave. O intervalo  $[n_-, n_+]$  tem sua origem nos custos fixos que surgem a cada período quando o emprego está sendo alterado e, quanto maior forem os custos fixos, maior será o tamanho do intervalo. Assim, dado um choque nas condições de demanda da firma e supondo que seja grande o suficiente, ou seja,  $[n_0 > n_+^*]$  ou  $[n_0 < n_-^*]$ , o empregador inicia o processo de ajustamento do emprego suavemente e sem alterações bruscas em direção a  $n^*$  e cessa ao atingir  $n_+$  (ou  $n_-$  no caso de um choque negativo).

A generalização desse modelo torna-se evidente ao impor restrições sobre os parâmetros do modelo. Por exemplo, ao supor que os custos fixos são iguais a zero, obtém-se o tradicional modelo dinâmico de demanda por trabalho com ajustamentos quadráticos, no qual a firma promove um ajustamento do nível de emprego em direção ao emprego de equilíbrio de longo prazo lento e suavemente, sem movimentos bruscos. Todavia, ao impor a restrição de que os custos variáveis não existem, ou seja, que são iguais a zero, um modelo com custos de ajustamentos fixo *a la* Hamermesh (1989, 1990, 1992) pode ser encontrado. Nele a firma pode alterar discretamente o emprego, estabelecendo o nível de  $n^*$ , ou manter o emprego em seu valor inicial se o custo de uma alteração discreta for superior ao valor presente dos lucros obtidos a cada período em  $n^*$ .

Empiricamente, esse modelo é representado supondo que a firma prevê racionalmente a trajetória dos futuros choques nas condições de demanda e que o vetor de variáveis  $X$  representa a relação descrevendo a demanda por trabalho. Se a firma não se encontra no intervalo  $[n_-, n_+]$ , o emprego pode ser descrito como:

$$n_t = \gamma n_{t-1} + [1 - \gamma] \left( \sum_{m=1}^{m=M} \sum_{j=1}^{j=N} \alpha_j X_{t-j} + \varepsilon_t \right) + u_{1t}, \quad \left| n_{t-1} - \sum_{m=1}^{m=M} \sum_{j=1}^{j=N} \alpha_j X_{t-j} + \varepsilon_t \right| > K \quad (2)$$

em que  $n_t$  é o logaritmo natural do emprego no tempo  $t$ ;  $n_{t-1}$  é o logaritmo natural do emprego no tempo  $t-1$  e  $X_{t-j}$  é um vetor de variáveis explicativas (usualmente custo salarial médio e

<sup>8</sup> Embora tenha sido mencionada maximização dos lucros, as equações de demanda por trabalho também podem ser obtidas por meio de um problema de minimização de uma função de perda.

<sup>9</sup> O principal objetivo de Hamermesh (1992) era contornar três questões que haviam permanecido no estudo de Hamermesh (1989, 1990): primeiro, inserir no mesmo modelo custos de ajustamentos fixos e quadráticos; segundo, inserir a variável salário como determinante da demanda por mão-de-obra na equação a ser estimada e, por fim, utilizar um segundo banco de dados tendo em vista tornar os resultados mais robustos. Para tanto, além do banco de dados utilizados em Hamermesh (1989), foram utilizados os dados de estudo de Card (1986).

produto);  $u_{1t}$  é o distúrbio com média zero e variâncias  $\sigma_{u_{1t}}^2$ ;  $\gamma$  é o coeficiente de ajustamento do emprego, está condicionado a  $1 > \gamma \geq 0$  e é um maneira *ad hoc* de admitir custos de ajustamentos quadráticos. Se  $\gamma = 0$ ,  $K$  mede os custos fixos do ajustamento; quando  $\gamma \neq 0$ ,  $K$  pode ser interpretado como sendo o tamanho relativo do intervalo  $[n_-, n_+]$ . A decisão de alterar o emprego está condicionada a uma avaliação do emprego no período anterior e às informações sobre o vetor  $X$  no início do período  $t$ . No caso em que a firma se encontra no intervalo  $[n_-, n_+]$ , busca manter o emprego constante:

$$n_t = n_{t-1} + u_{2t}, \left| n_{t-1} - \sum_{m=1}^M \sum_{j=1}^N \alpha_j X_{t-j} + \varepsilon_t \right| \leq K \quad (3)$$

em que  $u_{2t}$  é distúrbio com média zero e variâncias  $\sigma_{u_{2t}}^2$ . Na equação (3) o ganho esperado da firma na realização do ajuste do emprego para  $n^*$  é insuficiente para superar os custos de ajustamentos oriundos desse ajustamento e, portanto, manter o emprego inativo passa a ser a melhor estratégia da firma. Em conjunto, as equações (2) e (3) formam um modelo de *switching*<sup>10</sup> *regression* para a escolha de  $n_t$ . Um modelo de ajustamento com defasagens distribuídas pode ser obtido por meio da equação (2) ao desconsiderar a condição de *switching*. Embora o ajustamento possa cessar antes de atingir o alvo em virtude da existência de custos fixos, ao impor  $\gamma = 0$ , as equações (2) e (3) reduzem-se a um modelo dinâmico com custos de ajustamento fixo. Se  $K = 0$ , o modelo se reduz ao tradicional modelo dinâmico de demanda por trabalho com custos de ajustamento quadrático. Além dessas considerações, supõe-se que  $E(u_{1t}, u_{2t}) = 0$ , que  $E(u_{1t}\varepsilon_t) = E(u_{2t}\varepsilon_t) = 0$  e que os erros são normalmente distribuídos e  $\sigma_{u_2} = \sigma_{u_1}$ , permitindo que  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$  em (2) e (3) venham a ser tratados como  $u_t$ .

Antes de mostrar como serão estimados os parâmetros em (2) e (3), é necessário apresentar como será obtida uma medida estatística que servirá como uma *proxy* para custos de ajustamentos fixos,  $K$ . Trata-se de uma medida que representa a possibilidade de alterar o emprego ao longo da amostra que é obtida antes mesmo de se estimar a equação (2) e (3). Um método de dois estágios para um modelo de *switching regression* descrito em Maddala (1983) é empregado, no qual se admite a existência de dois regimes: ajustar o nível de emprego e não ajustar. Assim, inicialmente, estima-se um modelo *probit*, no qual é considerado  $D = 1$  se o evento ajustar o nível de emprego ocorrer e  $D = 0$ , em caso contrário. Com base nas estimativas encontradas é elaborada a variável lambda, ou seja, à semelhança da Mills' *ratio*, que é incorporada entre as variáveis explicativas junto com as condições de demanda da firma numa equação que vai representar o modelo misto. Trata-se da equação (2) acrescida da variável lambda. Em termos analíticos, a existência de custos de ajustamentos fixos está condicionado a  $\lambda \neq 0$  e  $\gamma = 0$ . Caso ocorra o contrário,  $\lambda = 0$  e  $0 < \gamma < 1$ , as evidências serão favoráveis à existência de custos de ajustamentos convexos, ou seja, vale o tradicional modelo dinâmico com custos de ajustamento quadrático. Contudo, ainda um terceiro caso é possível, ou seja,  $\lambda \neq 0$  e  $0 < \gamma < 1$ , caracterizando a existência de ambos os custos de ajustamentos e demonstrando a existência de um modelo misto.

<sup>10</sup> Lembrando a nota de rodapé 45, a condição de *switching* vai depender das realizações do termo  $\varepsilon_t$ . Dessa forma, como foi apresentado em Hamermesh (1989), reescrevendo a equação (98) e (99) em termos do termo  $\varepsilon_t$ , pode-se mostrar que a firma promove o ajuste do emprego se:

$$\varepsilon_t > K + [n_{t-1} - \sum_{j=1}^N \alpha_j X_{t-j}] \quad \text{ou}$$

$$\varepsilon_t < -K + [n_{t-1} - \sum_{j=1}^N \alpha_j X_{t-j}] \quad \text{e que irá manter o emprego constante se: } \varepsilon_t \leq -K + [n_{t-1} - \sum_{j=1}^N \alpha_j X_{t-j}] \quad \text{e}$$

$$\varepsilon_t \geq -K + [n_{t-1} - \sum_{j=1}^N \alpha_j X_{t-j}] .$$



Ao considerar que a análise da demanda dinâmica por trabalho será realizada para um painel de dados no nível de firmas, as equações (2) e (3) passam a incluir um termo  $\delta_i$ , que corresponde ao efeito específico individual não observável, tendo em vista capturar as características das firmas não observadas e que influenciam na demanda por trabalho. Para garantir estacionariedade da série de emprego, impõe-se que  $|\gamma| < 1$ . O efeito contemporâneo das variáveis explicativas sobre a variável dependente é dado por  $\alpha$ . A estimação das equações (2) e (3), seja por um método de mínimos quadrados ordinários (MQO), seja por um estimador de efeitos fixos *Within Groups* (WG) ou de efeitos aleatórios (GLS), apresenta problemas. O estimador de MQO será seriamente viesado em virtude da correlação da variável dependente defasada com o efeito específico individual. Uma vez que  $n_{it}$  é uma função de  $\delta_i$ ,  $n_{it-1}$  também é função de  $\delta_i$ . Então  $n_{it-1}$ , um regressor do lado direito, é correlacionado com o termo erro, fornecendo um estimador de MQO viesado e inconsistente mesmo se o  $u_{it}$  é não correlacionado serialmente, sendo o mesmo verdadeiro para o estimador WG. Anderson e Hsiao (1982) propõem um procedimento para solucionar esse problema. Eles sugerem, primeiramente, diferenciar o modelo para livrar-se de  $\delta_i$  e, depois, aplicar variáveis instrumentais, cujos instrumentos são:

$$Z_{1it} = (n_{it-2}, x'_{it} - x'_{it-1}) \quad (4)$$

ou

$$Z_{2it} = (n_{it-2} - n_{it-3}, x'_{it} - x'_{it-1}). \quad (5)$$

Obviamente, as variáveis  $n_{it-2}$  e  $\Delta n_{it-2} = n_{it-2} - n_{it-3}$  são instrumentos válidos uma vez que se mostraram correlacionadas com  $n_{it-1} - n_{it-2}$ , mas são não correlacionados com o termo  $\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$ , dado a não autocorrelação de  $u_{it}$ . Uma importante vantagem desse procedimento é a possibilidade de inserir mais defasagens no modelo a ser estimado. Segundo Baltagi (2005), o estimador de Anderson e Hsiao (1982) permite obter estimativas consistentes, mas não necessariamente eficientes dos parâmetros uma vez que não faz uso de todas as condições dos momentos e não leva em consideração a estrutura diferenciada da variância e covariância dos resíduos. Arellano e Bond (1991) mostram que um estimador mais eficiente pode ser obtido com o uso de instrumentos adicionais, cuja validade está baseada na condição de ortogonalidade entre os valores da variável dependente  $n_{it}$  e os erros  $\varepsilon_{it}$ . Assim, também como em Anderson e Hsiao (1982), propõem um estimador de variáveis instrumentais generalizados que podem ser definidos como:

$$\hat{\gamma}_1 = (\Delta \tilde{X}' P_Z \Delta \tilde{X})^{-1} (\Delta \tilde{X}' P_Z \Delta n) \quad (6)$$

onde:  $P_Z = Z\Gamma Z'$  com  $\Gamma = (Z\psi Z)^{-1} = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Sigma_D Z_i\right)^{-1}$

Para um painel de dados em que a dimensão tempo corresponde a cinco períodos, indexados de  $t = 0$  a  $t = 4$ ,  $Z$ <sup>11</sup> e  $\Delta \tilde{X}$  são definidos como:

$$\Delta \tilde{X} = [\Delta n_{t-1}, \Delta X] \quad (7)$$

---

<sup>11</sup> Para  $t = 2$  um conjunto de instrumentos válidos é  $[y_{i0}, x'_{i2} - x'_{i1}]$ . Para  $t = 3$ , o conjunto de instrumentos aumenta desde que  $y_{i0}$  e  $y_{i1}$  sejam instrumentos válidos. Para  $t = 4$  o conjunto de instrumentos é dado por  $[y_{i0}, y_{i1}, y_{i3}, x'_{i4} - x'_{i3}]$ . Em termos matriciais,  $Z$  é expresso como na equação 100.

$$eZ = \begin{bmatrix} n_{i0} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & x'_{i2} - x'_{i1} & 0 & 0 \\ 0 & n_{i0} & n_{i1} & 0 & 0 & 0 & 0 & x'_{i3} - x'_{i2} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & n_{i0} & n_{i1} & n_{i2} & 0 & 0 & x'_{i4} - x'_{i3} \end{bmatrix} \quad (8)$$

em que  $X_{it}$  é um vetor de variáveis exógenas incluído na equação. O estimador  $\hat{\gamma}_1$  permite aplicar Mínimos quadrados generalizados (MQG) ao modelo:

$$Z' \Delta n = Z' \Delta n_{t-1} \delta + Z' \Delta X \beta + Z' \Delta \varepsilon \quad (9)$$

Assim, se os  $\varepsilon_{it}$ 's são não-autocorrelacionados, este estimador é o mais eficiente dentro da classe dos estimadores de variáveis instrumentais, utilizando valores defasados de  $n_{it}$  como instrumentos. Se existe alguma dúvida sobre a estrutura dos erros, é possível utilizar o estimador *twostep* dos métodos generalizados dos momentos (MGM):

$$\hat{\gamma}_2 = (\Delta \tilde{X}' P_Z^* \Delta \tilde{X})^{-1} (\Delta \tilde{X}' P_Z^* \Delta n) \quad (10)$$

onde:  $P_Z^* = Z \Gamma Z'$  com  $\Gamma = \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' e_i e_i' Z_i \right)^{-1}$

onde  $e_i$  é um vetor de erros não especificados do modelo diferenciado. Entretanto, qual é vantagem em utilizar  $\hat{\gamma}_2$  em vez de  $\hat{\gamma}_1$  se são equivalentes assintoticamente e se o  $u_{it}$  é  $u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)$ ? Ao utilizar  $\hat{\gamma}_2$  não é necessário conhecer a distribuição dos componentes de  $\varepsilon_{it}$ ,  $\alpha_i$  e  $u_{it}$ . No presente capítulo apresentam-se as versões *one step* homocedástica (MGM-H), *one step* robusta (MGM-R) e a *twostep* (MGM-T).

Para verificar a robustez do modelo estimado por MGM, Arellano e Bond (1991) sugerem dois tipos de testes. O teste de Sargan é empregado com a finalidade de verificar a validade dos instrumentos. A falha em rejeitar a hipótese nula indicará que os instrumentos são válidos. Como se supõe, inicialmente, que o erro  $u_{it}$  não é correlacionado, é feito um segundo teste de autocorrelação serial de primeira ordem e outro de segunda ordem sobre os resíduos em primeiras diferenças,  $\Delta u_{it}$ . O estimador de MGM será consistente apenas se não houver a presença de autocorrelação de segunda ordem, ou seja,  $E[\Delta u_{it} \Delta u_{it-2}] = 0$ .

#### 4. Resultados Empíricos

Nesta seção são apresentados os resultados da estimação da equação de demanda por trabalho para o tradicional modelo dinâmico de demanda por trabalho, que assume uma função de custos de ajustamentos quadrática, e, em seguida, são descritos os resultados para um modelo geral em que a hipótese de custos de ajustamento quadráticos e custos de ajustamentos fixos é considerada caso particular. Optou-se por esse procedimento tendo em vista que, historicamente, a representação analítica dos custos como sendo quadráticos (principalmente simétricos) foi uma das mais utilizadas nos estudos da dinâmica da demanda por trabalho. Além disso, um modelo dinâmico de demanda por trabalho com ajustamentos quadráticos permite fazer comparações com outros estudos da literatura. As informações utilizadas foram obtidas junto à Federação das Indústrias do Rio Grande do Sul (FIERGS) e correspondem a dados das firmas que compõem a indústria de transformação do Rio Grande do Sul para o período de 1991 a 2004.

## 4. 1 Demanda dinâmica por trabalho

Nesta subseção são apresentados os resultados da estimação do tradicional modelo dinâmico de demanda por trabalho e para o modelo geral numa versão com previsibilidade perfeita (ou determinística), na qual se admitem a variável de custo salarial real médio ( $wr$ ) e produto ( $yr$ ), que foram tratadas como sendo exógenas (previsões sem erros), e, numa versão estocástica, em que essas variáveis ( $wr$  e  $yr$ ) são consideradas endógenas. Apesar de os estudos mais recentes optarem pela estimação de um modelo estocástico, grande parte da literatura contempla resultados oriundos de modelos determinísticos. Além disso, o modelo geral teórico de Hamermesh (1992) incorpora a hipótese de perfeita previsibilidade. Por isso, a fim de não fugir à versão original, optou-se por apresentar as duas versões, o que permite, de certa forma, também verificar se há significativas diferenças nos resultados obtidos.

### 4.1.1 Modelo com previsibilidade perfeita (ou determinístico)

A Tabela 1 mostra as estimativas da equação de demanda por trabalho<sup>12</sup>. As colunas (a), (b), (c), (d), (e) e (f) mostram as estimativas para o mesmo modelo, em que uma função de custos quadrática é considerada. Dado que o modelo inclui uma variável dependente defasada, cada coeficiente estimado corresponde ao efeito de curto prazo de sua respectiva variável. O efeito de longo prazo pode ser obtido dividindo-se o efeito de curto prazo por 1 menos o coeficiente da variável dependente defasada. De modo geral, todos os coeficientes são significativamente diferentes de zero e têm o sinal esperado. A coluna (a) apresenta os resultados obtidos por meio do estimador de mínimos quadrados ordinários (MQO). A elasticidade de curto prazo do custo salarial médio sobre o emprego foi estimada em -0,1123, e a do produto, sobre o emprego, em 0,1066. O coeficiente de ajustamento do emprego foi estimado em 0,8782 para o período completo. Essa estimativa indica uma suavidade e a ausência de movimentos bruscos, sugerindo a existência de custos substanciais para o ajustamento do emprego. Apesar dessa evidência, esse valor não é definitivo uma vez que os testes de especificação para o estimador de MQO indicam a existência de correlação serial, como pode ser observado pelo teste de Breush-Pagan para autocorrelação de segunda ordem.

Na coluna (b) são apresentadas as estimativas para o estimador WG, como uma forma de controlar o efeito fixo de cada firma ao longo do tempo. A estimativa do coeficiente de ajustamento do emprego caiu para 0,6021, valor esse inferior ao obtido pelo estimador de MQO<sup>13</sup>. De qualquer maneira, esse resultado reforça a evidência de um ajuste suave da variável emprego. Porém, o modelo ainda não está bem especificado porque os testes de especificação sugerem a existência de autocorrelação dos resíduos.

A coluna (C) mostra os resultados para o estimador de variáveis instrumentais (IV), tipo Anderson e Hsiao (1982). O coeficiente estimado para a variável dependente defasada emprego foi de 0,6700. Trata-se de um número menor do que o fornecido por MQO, porém maior quando comparado à estimativa obtida por meio do WG, como era esperado, segundo Arellano e Bond (1991). Isso mostra que o estimador de IV permite um ganho considerável de precisão em relação ao WG. Esse resultado também sugere que o ajuste do emprego é suave, ou seja, a estratégia adotada pelos empregadores diante de choques nas condições de demanda e do ajustamento do número de trabalhadores por um longo período. O modelo estimado é bem especificado, como pode ser observado pelo teste de Sargan, que mostra a inexistência de problemas com a má especificação do modelo.

---

<sup>12</sup> Para dados anuais é comum na literatura o uso de duas defasagens para a variável dependente defasada como pode ser visto em Arellano e Bond (1991) e Nickel e Wadhvani (1991), entre outros. Estimou-se uma equação em que a segunda defasagem foi considerada, porém não foi estatisticamente significativa.

<sup>13</sup> Como foi observado na seção anterior, o WG forneceria um estimador negativamente viesado, ao passo que o coeficiente estimado por MQO seria positivamente viesado.

As colunas (d), (e) e (f) apresentam os resultados para as três versões do estimador MGM de Arellano e Bond (1991), denotado na Tabela 1 como MGM. A coluna (d) mostra as estimativas do modelo dinâmico para a versão *one-step* e homocedástico (MGM-H), ao passo que a coluna (e) mostra a versão robusta à heterocedasticidade (MGM-R). As estimativas dos coeficientes obtidos pela estimação são idênticas, diferenciando-se apenas quanto aos desvios-padrão por causa da hipótese de homocedasticidade que foi admitida na coluna (d). A presença de autocorrelação de primeira ordem nos resíduos diferenciados não implica que as estimativas sejam inconsistentes, o que ocorreria apenas na presença de autocorrelação de segunda ordem, sendo importante para validar os instrumentos.

Após tecer essas considerações do estimador de Arellano e Bond (1991) acerca da especificação do modelo, cabe verificar os resultados obtidos para a estimativa do coeficiente de ajustamento do emprego. Como pode ser visto nas colunas (d), (e) e (f), o coeficiente de ajustamento do emprego obtido é significativamente diferente de zero e possui o sinal esperado. O mesmo pode ser observado para os parâmetros estimados do custo salarial real médio (*wr*) e para o produto (*yr*). Esses resultados permitem inferir que o ajuste do trabalho é suave; assim, torna-se mais lucrativo para as firmas diluir o ajustamento ao longo do tempo.

Uma maneira simples de mostrar a velocidade de convergência do emprego é por meio da defasagem mediana. O objetivo é definir, com base no coeficiente de ajuste, o número de anos necessários para o empregador realizar metade do ajuste em direção ao novo equilíbrio.

Formalmente, a defasagem mediana é obtida por meio da razão da  $\left( \frac{\log(0,5)}{\log(\gamma)} \right)$ . De acordo

com a estimativa de  $\gamma$  obtidas por MQO, a defasagem mediana do emprego é de 5,33 anos (o que corresponde a 63,96 meses), sugerindo uma lentidão no ajuste do trabalho. Contudo, esse valor apresenta uma brusca queda para 1,36 anos (o equivalente a 16,32 meses), reduzindo a lentidão do ajuste do trabalho quando é empregada a estimativa obtida por WG. Para o método IV, encontrou-se uma defasagem mediana do emprego de 1,73 anos (o que compreende 20,76 meses). Para as estimativas do MGM-H e MGM-R, a defasagem mediana do emprego encontrada é de 1,79 anos, ao passo que, para o MGM-T, foi obtida um período de 1,27 anos. Apesar da grande diferença entre o tempo necessário de ajuste apresentado para o estimador de MQO, esses valores evidenciam que os custos de ajustamentos são substanciais, o que leva as firmas a optarem por diluir esse custo ao longo do tempo.

Os estudos realizados para o Brasil, como o de Pereira (1998), Pereira e Gonzaga (1998) e Gonzaga e Corseuil (2001), nos quais foram empregados dados da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo e dados da Pesquisa Industrial Mensal (PIM), respectivamente, porém com metodologias diferentes, resultaram em estimativas do coeficiente de ajustamento superiores a 0,95 e próximas de 1,0. A defasagem mediana calculada para Pereira (1998) e Pereira e Gonzaga (1998) foi de 65 meses (ou seja, equivalente a 5,41 anos), tempo médio abaixo do valor encontrado por Gonzaga e Corseuil (2001), de 68,06 meses (ou seja, 5,67 anos). Comparativamente aos valores descritos em Hamermesh (1993), nossas estimativas apresentaram um valor superior, corroborando as evidências acima descritas da lentidão no ajuste do trabalho no Brasil, apesar de nosso trabalho ter utilizado uma base de dados em nível das firmas da indústria de transformação do Rio Grande do Sul.

Por fim, dois aspectos merecem atenção. O primeiro está relacionado ao pré-requisito observado por Arellano e Bond (1991), no qual as estimativas obtidas para o estimador MQO devem apresentar um coeficiente superior em relação às estimativas do estimador *WG* e dos estimadores de variáveis instrumentais e de MGM na versão *one-step* e *two-step*. Esse requisito é atendido, como pode ser observado na Tabela 1, nas colunas (a), (b), (c), (d) e (f). No que diz respeito ao segundo, é interessante ainda notar que a estimativa por MGM do coeficiente de  $n_{t-1}$  está dentro de um desvio-padrão do IV e próxima da estimativa obtida por WG. Esse resultado é importante porque dá robustez e confiabilidade às estimativas, uma vez que, por mais que mude o método de estimação, o coeficiente do  $n_{t-1}$  está entre 0,5 e 0,7.

Além disso, a elasticidade do produto do emprego e do custo salarial do emprego de curto prazo é menor do que 0,2.

Talvez um terceiro aspecto a ser observado diga respeito ao fato de que o uso da base de dados das firmas que compõem a indústria de transformação do Rio Grande do Sul, na forma de um painel de dados, na estimação do tradicional modelo dinâmico de demanda por trabalho, não invalidou os resultados encontrados para o Brasil, divergindo apenas na magnitude do coeficiente de ajustamento do emprego e no tempo necessário de ajuste, verificado por meio da defasagem mediana. Além disso, esses resultados atendem, em certa medida, à necessidade de estudos utilizando um painel de dados, como Hamermesh e Pfann (1996a) salientaram, cuja finalidade seria buscar evidências da estrutura e do tamanho dos custos de ajustamento do trabalho.

Historicamente, o tradicional modelo dinâmico de demanda por trabalho, no qual se admite uma função de custos de ajustamentos quadrática, tem sido gradualmente abandonado em razão de funções de custos de ajustamentos mais elaboradas, como, por exemplo, funções de custos de ajustamentos fixos. Assim, visando verificar a existência de custos de ajustamento fixos, a seguir são apresentados os resultados para o modelo geral (ou também misto), em que ambas as funções de custos de ajustamentos são consideradas como um caso particular.

As colunas (g), (h), (i), (j) e (k) na Tabela 1 mostram as estimativas para o modelo geral proposto por Hamermesh (1992) e descrito na equação (2) e (3). Observa-se que todos os coeficientes estimados possuem o sinal esperado e são significativamente diferentes de zero. Para qualquer que seja o método utilizado (WG, IV, MGM-H, MGM-R e MGM-T), a estimativa do  $\lambda$ , que representa custos fixos, é sempre significativamente diferente de zero. As elasticidades do custo salarial médio e do produto do emprego de curto prazo estimadas apresentam valores inferiores a 0,2 (com sinais diferentes), exceto para o MGM-T. Como foi apresentado anteriormente, a existência de uma estrutura de custos de ajustamentos com apenas custos fixos está condicionada a uma estimativa do coeficiente de ajustamento do emprego,  $\gamma$ , igual a zero (ver equação (98) e (99)). Porém, essa estimativa é estatisticamente diferente de zero, mostrando que o modelo misto (ou geral) parece descrever melhor o ajustamento do emprego do que o modelo dinâmico de demanda por trabalho apenas com custos de ajustamentos quadráticos, uma vez que as estimativas do coeficiente  $\lambda$  não permitem rejeitar a hipótese que os custos de ajustamentos das firmas também sejam fixos<sup>14</sup>. Portanto, esse resultado permite inferir que não é correto supor que os custos de ajustamentos da firma sejam apenas caracterizados por custos quadráticos (como mostraram os resultados na subseção anterior) ou fixos. Assim, os custos de ajustamentos são mistos e, portanto, ambos devem ser levados em conta caso se deseje analisar a estrutura de custos de ajustamentos.

A expectativa inicial ao optar por estimar um modelo geral estava associada a um resultado dicotômico, ou seja, obter evidências mais favoráveis a um dos dois tipos de custos de ajustamentos, embora a hipótese de existência de ambos não fosse excludente. Nesse sentido, os resultados apresentados apenas conferem uma maior complexidade acerca da dinâmica da demanda por trabalho. Ademais, mostram que optar por estimar um modelo com custos de ajustamentos quadráticos não é o procedimento mais adequado. Evidência semelhante foi obtida por Hamermesh (1992) usando dados trimestrais para o emprego de mecânico em sete empresas aéreas nos Estados Unidos para o período de 1969-76. Esse resultado sugere que a decisão de ajustar não é linear com os choques, ou seja, o choque tem de ser grande o suficiente para gerar uma mudança no emprego. Assim, alterações no salário ou mudanças no produto não têm efeito sobre o emprego, desde que esses choques sejam pequenos.

---

<sup>14</sup> Apesar de a magnitude da estimativa do parâmetro  $\lambda$  mostrar-se superior a 1, é necessário destacar que ela pode assumir qualquer valor.

Por fim, resta comentar o resultado encontrado para coeficiente da variável dependente defasada para o estimador de IV na coluna (h). Supõe-se que  $1 > \gamma \geq 0$ , porém o valor obtido é superior e é inesperado. Por isso, foram testadas especificações alternativas, nas quais foram incluídas mais defasagens para a variável dependente defasada, além de defasagens para custo salarial médio e para o produto, cujos resultados não apresentaram alterações significativas. Em suma, tendo em vista os resultados apresentados pelo MGM-H, MGM-R e MGM-T, observa-se que o modelo geral descreve melhor a estrutura de custos de ajustamentos e que as estimativas para o coeficiente de ajustamento do emprego são próximas daquelas apresentadas pelo modelo dinâmico com custos de ajustamentos quadráticos e simétricos. Percebe-se que o coeficiente de ajuste do trabalho está entre 0,5 e 0,7. Portanto, o modelo dinâmico de demanda por trabalho determinístico deve considerar ambos os custos de ajustamentos.

#### 4.1.2 Modelo estocástico

Nos resultados apresentados na Tabela 1 não foi considerada a endogeneidade dos regressores da variável custo salarial real médio e produto. Ao admitir um ambiente determinístico no qual se espera previsibilidade perfeita, supõe-se que a firma possui total conhecimento dos valores futuros do termo  $X_{it}$ , podendo, assim, determinar com exatidão as trajetórias ótimas de  $n_t$ . Trata-se de uma hipótese útil, mas pouco realista uma vez que o máximo que a firma pode fazer é definir uma trajetória para  $X_{it}$  com base no seu conjunto de informações e, a partir daí, escolher as seqüências futuras do emprego que maximizam intertemporalmente os lucros da firma. Ao abandonar a suposição de previsibilidade perfeita das condições de demanda da firma, o que equivale a introduzir a abordagem teórica das expectativas racionais, as condições da demanda pelo produto da firma passam a ser dadas por um processo estocástico. A seguir apresentam-se os resultados para o modelo dinâmico de demanda por trabalho, no qual se considera a endogeneidade dos regressores custo salarial médio ( $wr$ ) e produto ( $yr$ ).

Para fins de comparação entre a hipótese de previsibilidade perfeita e a hipótese de expectativas racionais, a estratégia de apresentação dos resultados para o modelo estocástico seguirá o mesmo padrão da apresentação dos modelos determinísticos. Nesse sentido, a Tabela 2 apresenta as estimativas da equação de demanda por trabalho e as colunas (a'), (b'), (c'), (d'), (e') e (f') mostram as estimativas para o tradicional modelo dinâmico de demanda por trabalho com custos de ajustamento quadrático e simétrico. De modo geral, observa-se que todos os coeficientes são significativamente diferentes de zero e possuem o sinal esperado. Tendo em vista que o problema da endogeneidade dos regressores é tratado por meio de variáveis instrumentais, as estimativas apresentadas nas colunas (a') e (b') são idênticas àquelas apresentadas no modelo determinístico, pois (a) e (b) não usam IV. Conforme foi visto anteriormente, as estimativas obtidas por MQO, coluna (a'), e pelo estimador WG, coluna (b'), são viesadas para cima e a especificação apresenta problemas com correlação serial dos resíduos. Além disso, o regressor é assintoticamente correlacionado com o termo erro, de modo que as estimativas não são consistentes.

A coluna (c') mostra os resultados para o estimador de variáveis instrumentais (IV). Utilizou-se a variável  $n_{it-3}$  como instrumento para  $dn_{it-1}$  e  $wr_{it-2}$  e  $yr_{it-2}$  para  $dwr_{it}$  e  $dyr_{it}$ , respectivamente, de forma que o modelo é identificado<sup>15</sup>, gerando, dessa forma, estimativas consistentes para o parâmetro de custos de ajustamento do emprego, para o custo salarial médio e produto. Ainda como instrumento, testou-se uma quarta defasagem da variável emprego e uma terceira e quarta defasagem das variáveis  $wr$  e  $yr$ , visando tornar mais eficientes as estimativas. Contudo, os resultados mostraram que elas não eram bons candidatos para instrumentos. A especificação do modelo pode ser observada pela estatística

<sup>15</sup> O modelo é identificado em virtude de estar empregando apenas um instrumento para cada variável endógena.

de Sargan, que indica a não má-especificação do modelo. A elasticidade custo salarial real médio do emprego foi estimada em -0,1047, ao passo que a elasticidade produto do emprego foi de 0,1165. A estimativa do coeficiente de ajustamento do emprego 0,6582 mostra-se inferior à estimativa obtida para MQO e superior à estimativa do WG, como era esperado.

As colunas (d'), (e') e (f') apresentam os resultados para o estimador de MGM na versão MGM-H, MGM-R e MGM-T. A coluna (d') mostra as estimativas do modelo dinâmico para a versão *one-step* MGM-H; a coluna (e') mostra a versão robusta à heterocedasticidade, MGM-R. Como observado anteriormente, as estimativas são idênticas para as duas versões, diferenciando-se apenas no que diz respeito aos desvios-padrão por causa da hipótese de homocedasticidade. As elasticidades de curto prazo do custo salarial real médio e do produto são superiores a 0,2 (com sinais diferentes). O coeficiente de ajustamento do emprego obtido é de 0,5077, o que confirma a suavidade e ausência de movimentos bruscos no emprego. As estimativas são consistentes uma vez que pode ser observada a ausência de autocorrelação de segunda ordem.

A coluna (f') apresenta o estimador MGM-T. Observa-se uma queda na magnitude das estimativas dos coeficientes de ajustamento do emprego, ao passo que ocorre um aumento no valor da elasticidade do custo salarial médio e do produto ao serem comparadas com as estimativas para as duas versões do estimador *one-step*. Contudo, a rejeição da hipótese nula de não-existência de autocorrelação de primeira ordem dos resíduos diferenciados se mantém, o que não ocorre com os resíduos diferenciados de segunda ordem, mostrando que as estimativas são consistentes. De um modo geral, esses resultados corroboram com a evidência apresentada anteriormente para o modelo dinâmico de demanda por trabalho com custos e ajustamentos quadráticos na versão determinística, ou seja, evidências favoráveis à suavidade e ausência de movimentos bruscos do emprego.

A defasagem mediana também foi calculada para mostrar a velocidade de convergência do emprego. De acordo com a estimativa de  $\gamma$  obtidas para o estimador de IV, encontrou-se uma defasagem mediana do emprego de 1,65 anos (o que corresponde a 19,8 meses). Para as estimativas do MGM-H e MGM-R a defasagem mediana do emprego encontrada é de 1,02 anos (o que equivale a 12,24 meses), ao passo que, para o MGM-T, foi obtido um período de 0,6 anos (o que compreende 7,2 meses). Comparativamente aos valores encontrados na subseção anterior para o tradicional modelo dinâmico de demanda por trabalho na versão determinística, observa-se uma redução do tempo necessário para o empregador realizar metade do ajuste em direção do novo equilíbrio.

Ainda na Tabela 2, as colunas (g')<sup>16</sup>, (h'), (i'), (j') e (k') mostram os resultados encontrados para o modelo misto, no qual os custos de ajustamentos quadráticos e custos fixos são considerados casos particulares. Os coeficientes estimados são significativamente diferentes de zero e possuem o sinal esperado, com exceção da coluna (h'), na qual apenas a estimativa do parâmetro de ajustamento do emprego foi estatisticamente diferente de zero. As colunas (i'), (j') e (k') mostram os resultados para o estimador de MGM. Observa-se que as estimativas do coeficiente lambda são significativamente diferentes de zero, não permitindo rejeitar a hipótese de que os custos de ajustamentos são fixos. A elasticidade custo salarial real médio do emprego e a elasticidade do produto do emprego passaram a apresentar valores inferiores a 0,2 (com sinais diferentes). Entretanto, a estimativa do coeficiente de ajustamento do emprego é estatisticamente diferente de zero; portanto, semelhantemente aos resultados apresentados para os modelos determinísticos, os modelos estocásticos mostram que tanto os custos de ajustamentos quadráticos quanto os custos de ajustamentos fixos são, conjuntamente, importantes para descrever a estrutura de custos de ajustamentos. Portanto, diante de choques nas condições de demanda, os empregadores optam por dividir o ajustamento do número de trabalhadores por um longo período, promovendo esse ajuste até o momento em que for superior aos custos fixos.

---

<sup>16</sup> As estimativas apresentadas na coluna (g') são idênticas às que foram descritas pelo modelo determinístico na coluna (g), uma vez que as variáveis não foram instrumentalizadas.

Em resumo, os resultados apresentados para o modelo padrão e para o modelo geral das seções 4.1.1 e 4.1.2 permitem duas breves considerações acerca das estatísticas em si e para o resultado geral encontrado<sup>17</sup>. Em primeiro lugar, ao observar mais atentamente os resultados das estimativas dos coeficientes, pode-se inferir que, ao abandonar a hipótese de previsibilidade perfeita das condições de demanda da firma em favor da abordagem das expectativas racionais, vê-se que as magnitudes das estimativas de curto prazo dos parâmetros mostraram-se inferiores. Salvo o caso da coluna ( $h'$ ), as demais colunas da Tabela 2 e da Tabela 1 apresentaram sinais e significância estatística semelhantes. Dessa forma, considerar a endogeneidade dos regressores permite um ganho considerável de precisão.

Em segundo lugar, o modelo misto com custos de ajustamentos quadráticos e fixos descreve melhor o ajustamento em relação ao tradicional modelo dinâmico com apenas custos de ajustamento quadrático. Isso pode ser observado por meio do  $\lambda$ , que é estatisticamente diferente de zero, seja na versão determinística, seja na versão estocástica do modelo misto (ou geral), sugerindo a existência de custos de ajustamentos fixos. Portanto, ao analisar a estrutura de custos de ajustamentos para o painel das firmas na indústria do Rio Grande do Sul, é preciso levar em conta que ambos os custos de ajustamentos, quadráticos ou fixos, devem ser considerados.

Em termos econômicos, a principal implicação deste resultado pode ser vista nas últimas colunas, com  $\lambda$ , em que as estimativas do coeficiente  $n_{t-1}$  são bem menores, sugerindo um ajustamento mais rápido; no quadrático, imagina-se que o ajustamento é mais lento. Além disso, imagina-se ainda que, mesmo que o ajustamento seja mais rápido, a decisão de ajustar não é linear com os choques e, além disso, o choque tem de ser grande o suficiente para gerar uma mudança no emprego. Isso sugere que política de salários ou mudanças no produto não têm efeito sobre o emprego, desde que esses choques sejam pequenos.

## 5. Considerações finais

A literatura econômica dos últimos anos mostra que o comportamento das empresas no ajuste do emprego frente a choques é bastante heterogêneo e, possivelmente, reflete a estrutura de custos de ajustamento do emprego diferente da quadrática, quase sempre utilizada em estudos empíricos. Com objetivo de contribuir com essa literatura, o presente trabalho teve como propósito fazer uma análise empírica da estrutura dos custos de ajustamento do emprego em indústrias no Brasil, a partir dos microdados das empresas industriais do Rio Grande do Sul.

Com o uso de modelos paramétricos de demanda por emprego, contemplando funções de custos de ajustamento quadrático e custos de ajustamento fixo como casos particulares, foi observado que para os resultados do modelo determinístico, no qual se admitiu perfeita previsibilidade da variável de custo salarial real médio e produto, indicaram que o modelo dinâmico com custos de ajustamentos quadráticos pode ser útil para dar uma idéia da dinâmica do ajuste do emprego, porém mostra apenas parte dessa história. Isso ficou evidente a partir do instante em que foi estimado o modelo geral com custos de ajustamentos quadráticos e custos fixos, cujas evidências demonstraram a necessidade de incorporar ambos os custos. Os resultados do modelo estocástico, no qual admitiu-se a endogeneidade dos regressores produto e custo salarial real médio, não foram diferentes dos apresentados pelo modelo determinístico.

---

<sup>17</sup> Em consideração as alterações que a economia brasileira esteve sujeita nos últimos anos, como, o processo de estabilização da inflação, inseriu-se uma variável *dummy* para captar se houve significativas alterações nos parâmetros após o Plano real. Além disso, considerando que o período em análise é longo, 1991-2004, também foi introduzida uma variável de tendência com objetivo de captar as inovações tecnológicas. Os resultados obtidos não indicaram grandes alterações, aliás, a *dummy* para o Plano real não foi significativa.



De um modo geral, os resultados obtidos têm duas contribuições a dar para a literatura que visa estudar os modelos dinâmicos de demanda por trabalho no Brasil. A primeira delas é oferecer evidências de que os custos de ajustamentos não são apenas quadráticos, como foi abordado nos estudos realizados com dados para o Brasil. Embora esse tipo de custos de ajustamento tenha um papel importante teoricamente, evidências empíricas internacionais baseadas em microdados têm sugerido que a hipótese deva ser substituída por uma mais rica de custos de ajustamento. A segunda delas é ressaltar a heterogeneidade, não só no que diz respeito às características das firmas, mas também do seu comportamento diante de um choque nas condições de demanda. Isso leva a crer que o uso de dados no nível das firmas, ainda pouco explorado, permite conhecer o processo de ajustamento com mais precisão, principalmente no Brasil, cujas estimativas para modelos dinâmicos de demanda por trabalho com esse tipo de informação é praticamente inexistente.

### **Referências bibliográficas**

ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Formulation and estimation of dynamic models using panel data. **Journal of Econometrics**, v. 18, p. 47-82, 1982.

AMBRÓZIO, A. M. H. P. **Custos de ajustamento e demanda dinâmica por trabalho**. Dissertação (Mestrado em 1999) Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica, Rio de Janeiro, 1999.

ARELLANO, M. e BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, p. 277-297, 1991.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 3th ed. New Dehli: John Wiley & Sons, 2005.

CABALLERO, R. J.; ENGEL, E. M. R. A. Microeconomic adjustment hazards and aggregate dynamics. **Quarterly Journal of Economics**, v. 108, p. 359-383, 1993

CABALERRO, R. J.; ENGEL, E. M. R. A.; HALTIWANGER, J. Aggregate employment dynamics: building from microeconomic evidence. **The American Economic Review**, v. 87, p. 115-137, march 1997.

CARD, D. Efficient contracts with costly adjustment: short-run employment for airline mechanics. **American Economic Review**, v 76 p. 1045-1071, 1986.

COOPER, R. HALTIWANGER, J. e POWER, L.. Machine Replacement and the Business Cycle: Lumps and Bumps. **American Economic Review**, v89 p. 921-946, 1999.

COOPER, R. W.; WILLIS, J. L. The economics of labor adjustment: mind the gap. **NBER Working Paper**, n. 8527, 2001.

DAVIS, S. J.; HALTIWANGER, J. Gross job flows. ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of Labor Economics**, v. 3. Netherlands: Elsevier Publishers, 1999.

ESTEVÃO, M. M. Emprego, jornada média e custo de ajustamento da mão-de-obra: um modelo teórico e estimativas para as indústrias brasileiras e paulista. **Cadernos de economia**, Rio de Janeiro, n. 6, IPEA, 1991.

GONZAGA, G.; CORSEUIL, C. H. Emprego industrial no Brasil: análise de curto e longo prazo. **Revista Brasileira de Economia**, 55(4), p. 467-491, out./dez. 2001.

HAMERMESH, D. S. Labor demand and the structure of adjustment costs. **The American Economic Review**, v. 79, p.674-689, september 1989.

HAMERMESH, D. S. Aggregate employment dynamics and lumpy adjustment costs. **Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy**, v. 33, p. 93-130, 1990.

HAMERMESH, D. S. A general model of dynamic labor demand. **The review of Economics and Statistics**, v. 74, n. 4, p. 733-737, 1992

HAMERMESH, D. S. **Labor demand**. Princeton University Press, 1993.

HAMERMESH, D. S. and PFANN, Gerard A. Adjustment costs in factor demand. **Journal of Economic Literature**, v. 34, p. 1264-1292, sept. 1996a.

HAMERMESH, D. S. and PFANN, Gerard A. Turnover and the dynamics of labour demand. **Economica**, v. 63, p. 359-367, 1996b.

LANCASTER, T. **The econometric analysis of transition data**. Cambridge: The MIT Press, 1990.

MADDALA, G. S. **Limited-dependent and qualitative variables in econometrics**. Cambridge: The MIT Press, 1983.

MAGNUSSON, L. **Demanda por mão-de-obra no setor industrial brasileiro – 1949/95**. Dissertação (Mestrado em Economia) - Departamento de Economia, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2000.

MEYER, J. B. **Custo de ajustamento e demanda por trabalho no Brasil: uma estimativa setorial**. Dissertação (Mestrado em economia) - Departamento de Economia, pontificia Universidade Católica, Rio de Janeiro, 1998.

NICKELL, S. J. Dynamic models of labour demand. ASHENFELTER, O; LAYARD, R. (Ed.). **Handbook of labor Economics**. v. 1, Netherlands: Elsevier Publishers, p. 473-522, 1986.

OI, W. Y. Labor as a quasi-fixed factor. **Journal of Political Economy**, v. 70, p. 538-555, 1962.

PEREIRA, R.; GONZAGA, G. **Demanda dinâmica por emprego e horas: uma aplicação do modelo linear-quadrático**. Rio de janeiro: IPEA, DIPES, 1998. (Série seminários IPEA, n. 17).

PEREIRA, R. M. **Demanda Dinâmica por emprego e horas e a questão da partilha do trabalho: aplicações do modelo linear-quadrático**. Dissertação (Mestrado em economia) - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica, Rio de Janeiro, 1998.

VAREJÃO, J.; PORTUGAL, P. Employment dynamics and structure of labor adjustment costs. **Discussion Paper: Institute for the Study of Labor (IZA)**, n. 1922, Jan. 2006.

**Tabela 1:** Estimativas para demanda por trabalho das empresas industriais do Rio Grande do Sul (1991-2004) - Modelos determinísticos

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)
	MQO	WG	IV	MGM-H	MGM-R	MGM-T	WG	IV	MGM-H	MGM-R	MGM-T
Constante	-0,1449 (0,0293)***	0,6297*** (0,0923)	-0,0136*** (0,0064)	-0,0127*** (0,0032)	-0,0127*** (0,0036)	0,0138*** (0,0028)	0,3431*** (0,1226)	-0,0131*** (0,0073)	-0,0170*** (0,0029)	-0,0170*** (0,0052)	-0,0146*** (0,0033)
$\eta_{t-1}$	0,8782 (0,0065)***	0,6021*** (0,0166)	-	-	-	-	0,6410*** (0,0205)	-	-	-	-
$wr_t$	-0,1123 (0,0057)***	-0,1776*** (0,0081)	-	-	-	-	-0,1750*** (0,0087)	-	-	-	-
$yr_t$	0,1066 (0,0052)***	0,1821*** (0,0077)	-	-	-	-	0,1852*** (0,0080)	-	-	-	-
$dn_{t-1}$	-	-	0,6700*** (0,0929)	0,6793*** (0,1177)	0,6793*** (0,1337)	0,5795*** (0,1133)	-	1,1005*** (0,1595)	0,5585*** (0,0889)	0,5585*** (0,2739)	0,6362*** (0,1403)
$dwr_t$	-	-	-0,1203*** (0,0115)	-0,1778*** (0,0111)	-0,1778*** (0,0540)	-0,2042*** (0,0309)	-	-0,0488*** (0,0177)	-0,1506*** (0,0123)	-0,1506*** (0,0509)	-0,1948*** (0,0322)
$dyr_t$	-	-	0,1198*** (0,0094)	0,1740*** (0,0104)	0,1740*** (0,0579)	0,1985*** (0,0327)	-	0,0905*** (0,0113)	0,1606*** (0,0103)	0,1606*** (0,0569)	0,2097*** (0,0338)
$\lambda$	-	-	-	-	-	-	1,0424*** (0,2304)	7,0250*** (1,0788)	2,9839*** (0,5695)	2,9839*** (1,3851)	3,2589*** (0,8175)
n. observações	2504	2504	1548	1941	1941	1941	2411	1484	1870	1870	1870
Teste F	27861,80										
R2	0,97	0,96	0,05				0,95	0,04			
Sargan test	-	-	$\chi(8)=6,3468$	13,74	-	13,74	-	$\chi(9)=0,1484$	11,16	-	9,43
Autorrelação 1ª	19,41	38,82	-	-6,34 (0,0000)	-4,39 (0,0000)	-4,66 (0,0000)	-	-	-7,82 (0,0000)	-2,30 (0,0215)	-4,21 (0,0000)
Autorrelação 2ª	46,08	30,72	-	0,12 (0,9053)	0,11 (0,9118)	0,09 (0,9261)	25,31	-	0,17 (0,8630)	0,17 (0,8655)	0,07 (0,9477)
Defasagem											
média do ajuste	5,33 anos	1,36 anos	1,73 anos	1,79 anos	1,79 anos	1,27 anos	1,55 anos	-	1,18 anos	1,18 anos	1,53 anos

Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 1:** Estimativas para demanda por trabalho das empresas industriais do Rio Grande do Sul (1991-2004) - modelo estocástico

	(a')	(b')	(c')	(d')	(e')	(f')	(g')	(h')	(i')	(j')	(k')
	MQO	#G	IV	MGM-H	MGM-R	MGM-T	#G	IV	MGM-H	MGM-R	MGM-T
Constante	-0,1449 (0,0293)***	0,6297*** (0,0923)	-0,0101*** (0,00284)	-0,0143*** (0,0028)	-0,0143*** (0,0036)	0,0176*** (0,0024)	0,3431*** (0,1226)	-0,0093 (0,0098)	-0,0211*** (0,0025)	-0,0211*** (0,0053)	-0,0220*** (0,0033)
$\eta_{t-1}$	0,8782 (0,0065)***	0,6021*** (0,0166)	-	-	-	-	0,6410*** (0,0205)	-	-	-	-
$wr_t$	-0,1123 (0,0057)***	-0,1776*** (0,0081)	-	-	-	-	-0,1750*** (0,0087)	-	-	-	-
$yr_t$	0,1066 (0,0052)***	0,1821*** (0,0077)	-	-	-	-	0,1852*** (0,0080)	-	-	-	-
$dn_{t-1}$	-	-	0,6582*** (0,2510)	0,5077*** (0,0877)	0,5077*** (0,1179)	0,3160*** (0,0743)	-	0,6801*** (0,3097)	0,2813*** (0,0686)	0,2813*** (0,1823)	0,2250*** (0,0699)
$dwr_t$	-	-	-0,1047*** (0,0713)	-0,2103*** (0,0293)	-0,2103*** (0,0390)	-0,2380*** (0,0255)	-	-0,0991 (0,0851)	-0,1363*** (0,0255)	-0,1363*** (0,0376)	-0,1651*** (0,0229)
$dyr_t$	-	-	0,1165*** (0,0767)	0,2058*** (0,0284)	0,2058*** (0,0402)	0,2246*** (0,0250)	-	0,1169 (0,0973)	0,1416*** (0,0245)	0,1416*** (0,0414)	0,1614*** (0,0235)
lambda	-	-	-	-	-	-	1,0424*** (0,2304)	0,7947 (1,1185)	2,0492*** (0,4078)	2,0492*** (0,0053)	2,0188*** (0,4729)
n.observações	2504	2504	1536	1941	1941	1941	2411	1459	1854	1854	1854
Teste F	27861,80		15,93	83,98	61,95	106,82			62,90	18,68	69,72
R2	0,97	0,96	0,04				0,95	17,69			
Sargan test	-	-	4,91	53,51 (0,3412)	-	53,96 (0,3255)	-	75,95	91,43 (0,0003)	-	66,21 (0,0620)
Autorrelação 1ª	19,41	38,82	-	-7,02 (0,0000)	-4,22 (0,0000)	-4,37 (0,0000)	-	-	-4,53 (0,0000)	-1,82 (0,0688)	-2,82 (0,0048)
Autorrelação 2ª	46,08	30,72	-	0,07 (0,9455)	0,06 (0,9455)	-0,11 (0,9261)	25,31	-	0,25 (0,8048)	0,26 (0,7926)	0,13 (0,8930)
Defasagem											
média do ajuste	5,33 anos	1,36 anos	1,65 anos	1,02 anos	1,02 anos	0,6 anos	1,55 anos	1,79 anos	0,54 anos	0,54 anos	0,46 anos

Fonte: Elaboração própria.