

EMPREGO INDUSTRIAL E CUSTOS DE AJUSTAMENTO NAS EMPRESAS: UMA ANÁLISE A PARTIR DE MICRODADOS*

Paulo de Andrade Jacinto**

Eduardo Pontual Ribeiro***

Este estudo tem como objetivo realizar uma análise empírica da estrutura dos custos de ajustamento do emprego industrial. Para tanto, estima-se um modelo dinâmico de demanda por trabalho que contempla custos de ajustamento quadráticos e custos de ajustamento fixos como casos particulares. A metodologia traz um teste de hipótese de coeficientes do modelo de regressão que permite identificar o tipo de custo de ajustamento do emprego mais apropriado. 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 quadráticos e custos fixos são considerados, representa melhor a estrutura de custos de ajustamentos. A elasticidade emprego-salário condicional foi estimada entre $-0,4$ e $-0,8$, com valores similares e positivos para a elasticidade emprego-produto. O tempo mediano de ajustamento a choques varia de um a dois anos.

Palavras-chave: custos de ajustamento; demanda por trabalho; custos fixos.

JEL: J23; J63.

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. Esta ferramenta exige uma hipótese para a estrutura dos custos de ajustamento do emprego no tempo. Por custos de ajustamento entendem-se aqueles custos diretos e indiretos gerados por alterações na quantidade da mão de obra empregada na firma. De modo geral, os custos diretos de contratação incluem os custos da firma para anunciar as vagas disponíveis, entrevistar e selecionar os candidatos e treinar os novos trabalhadores. Por sua vez, os custos diretos de demissão normalmente estão previstos por lei, como o aviso prévio e demais indenizações. Os

* Os autores agradecem à Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Sul (FIERGS) pelo acesso aos dados e aos pareceristas pelos comentários e pelas sugestões. Os erros e omissões são de responsabilidade dos autores.

** Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS) e pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). Correio eletrônico: <paulo.jacinto@pucrs.br>.

*** Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) e pesquisador do CNPq. Correio eletrônico: <eribeiro@ie.ufrj.br>.

custos indiretos incluem o custo de oportunidade em termos de produção perdida enquanto o novo trabalhador não possui a mesma produtividade do trabalhador substituído.

A representação analítica mais usual desses custos de ajustamento segue a forma quadrática. Ela gera funções de demanda do tipo de ajustamento parcial, com um padrão de ajuste da mão de obra contínuo e suavizado, a partir de uma sequência de choques de rentabilidade percebidos pela empresa (Hamermesh, 1993). Embora propostas por Oi (1962), somente 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 destas funções não estritamente convexas é a 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 sequência de choques. Este tipo de função poderia justificar o fato de que a distribuição nas empresas do ajustamento do emprego é mais concentrada em zero e com maiores caudas que os choques observados de salários e produto (Davis e Haltiwanger, 1999).

A presença de custos de ajustamento fixos ou quadráticos tem implicações para políticas a partir destas diferenças, em que pequenos choques podem não ter efeito algum e, ao mesmo tempo, choques maiores podem ter efeitos desproporcionais sobre o emprego e outras demandas por fatores. Ao mesmo tempo, a literatura conclui que, no uso de dados setoriais (agregados), a estrutura de custos de ajustamento tende a parecer quadrática (convexa). Entretanto, estes custos nas empresas (microdados) podem ser bem diferentes, numa aplicação moderna da famosa falácia da composição (Caballero, Engle e Haltiwanger, 1997).

Em vez de focarem a forma funcional detalhada dos custos de ajustamento (se quadráticos, fixos ou lineares), alguns estudos, como Caballero, Engel e Haltiwanger (1997), Cooper e Willis (2001) e Varejão e Portugal (2007), direcionaram suas análises para verificar o tipo geral de custos de ajustamento, ou seja, se convexas ou não convexas. Os custos convexas – como os custos quadráticos – são associados a ajustes frequentes, porém com variações no emprego diluídas ao longo do tempo, ao passo que os custos de ajustamentos não convexas, como os custos fixos, geram ajustamentos pouco frequentes e com movimentos bruscos na mão de obra

empregada, e períodos de 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, mas sem estimar uma equação de demanda por trabalho. No Brasil, seguem esta linha os trabalhos de Gonzaga (2009) e Jacinto e Ribeiro (2009), utilizando as metodologias de Caballero, Engel e Haltiwanger (1997) e Varejão e Portugal (2007), respectivamente.

Na literatura de estimação da equação de demanda por trabalho, a maioria dos trabalhos parte de uma forma funcional específica para os custos de ajustamento, como a quadrática, com uma minoria de trabalhos que incorporaram estruturas alternativas de custos de ajustamento. Destaca-se Hamermesh (1989), que examinou dados de firmas individuais, concluindo que modelos de demanda por trabalho não lineares, que correspondem à estrutura de custos de ajustamento não convexa, se ajustam melhor aos dados de empresas. Um estudo mais geral foi proposto em Hamermesh (1990; 1992), em que custos de ajustamento quadráticos e fixos eram casos particulares. Os resultados não rejeitaram a existência de ambos os custos de ajustamento para uma base composta por informações de sete companhias aéreas, deixando evidente como é complexa a dinâmica de ajustamento do emprego.

No Brasil, o estudo de Gonzaga e Corseuil (2001)¹ empregou custos de ajustamento quadráticos, aplicados a dados agregados da indústria. O tipo de custo de ajustamento foi suposto, sem uma avaliação prévia da validade desta hipótese. O emprego foi bastante persistente, com alto valor do coeficiente de ajustamento, como esperado para dados agregados. O único estudo que estima uma função de demanda por trabalho utilizando microdados na literatura brasileira é o de Barros, Corseuil e Gonzaga (2001), no qual os autores também supõem custos de ajustamento quadráticos. Empregando-se estimativas transversais (*cross-section*) e utilizando-se a estrutura de painel dos dados para obtenção de instrumentos (variáveis defasadas), o coeficiente de ajustamento do emprego foi estimado com valor bem mais baixo que com dados agregados. Ao mesmo tempo, os autores indicaram que uma “extensão natural” (*op. cit.*, p. 188) do estudo seria o uso de um painel completo de firmas.

1. Outros trabalhos incluem Estevão (1993), Meyer (1998), Ambrózio (1999) e Magnusson (2000).

Assim, este artigo contribui para a literatura ao trazer estimativas da função de demanda por trabalho na indústria utilizando um modelo geral de estimação que inclui diferentes tipos de custos de ajustamento (quadrático e fixo). A vantagem da metodologia empregada está em permitir distinguir, de modo direto, hipóteses sobre custos de ajustamento, mediante testes de hipóteses sobre coeficientes de um modelo de regressão, possibilitando comparar um modelo de custos de ajustamentos quadráticos com o de custos fixos. As estimativas utilizam um efetivo painel de microdados de empresas industriais do Rio Grande do Sul entre 1991 e 2003. Com isto, são empregados estimadores mais eficientes que os apresentados na literatura brasileira.

Os resultados sugerem que o modelo dinâmico com custos de ajustamentos quadráticos, amplamente utilizado para descrever a dinâmica do ajuste do emprego nas firmas, explica apenas parte deste ajuste, uma vez que as evidências encontradas aqui mostram que um modelo misto, com custos de ajustamento quadráticos e custos fixos, pode representar de modo satisfatório o ajustamento esperado do emprego industrial na firma. A principal implicação econômica é que o efeito dos choques de rentabilidade sobre o emprego não é linear. Além disso, é necessário que os choques sejam grandes o suficiente para gerar uma mudança no patamar de emprego, sugerindo-se que políticas de salários ou alterações no produto não terão efeitos sobre o emprego se estes choques forem pequenos.

Além dessa breve introdução, o trabalho está organizado em mais quatro seções. Na segunda, a base de dados utilizada é descrita e veem-se estatísticas descritivas sobre o ajustamento do emprego. A terceira seção traz a representação empírica do modelo de demanda por trabalho e a estratégia de estimação. Na quarta, são apresentados os resultados e, na última seção, as considerações finais.

2 AS EMPRESAS ESTUDADAS E A DINÂMICA DO AJUSTAMENTO DO EMPREGO INDUSTRIAL

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. A unidade de informação são as

empresas industriais ou as filiais de empresas localizadas no estado do Rio Grande do Sul.² Os dados são utilizados para a construção de indicadores de atividades de curto prazo (mensais) para a indústria.³ O horizonte temporal envolve informações a partir de 1991 até 2003.

A amostra utilizada pela FIERGS inclui apenas empresas do setor formal e apresenta um viés para grandes empresas, como pode ser observado na tabela A.1, no apêndice. O processo de amostragem utilizado na formação do painel de empresas⁴ informantes é incidental. Para compor este painel, um dos critérios usados é a seleção das unidades informantes do cadastro da FIERGS responsáveis por 50% do número de empregados do gênero.^{5,6} No caso particular daqueles gêneros não explicitados individualmente, ou seja, na classe de *outros gêneros*, a porcentagem passa a ser igual a 20% do número de empregados. Embora não seja possível garantir a representatividade da amostra de dados da FIERGS para o Brasil, Jacinto e Ribeiro (2009), ao fazerem uma análise estatística e compararem as principais características desta série de emprego com a série de emprego oriunda da Pesquisa Industrial Mensal (PIM), verificaram que ambas as séries apresentam comportamento semelhante e possuem alta correlação estatística.⁷ Este é um resultado esperado, visto que não há nenhuma razão para acreditar que as indústrias do Rio Grande do Sul sejam tecnologicamente distintas das do resto do Brasil, à parte variáveis observáveis, como setor.

2. A matriz, se localizada no estado, responde 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 a elas.

3. 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. A classificação de atividades da pesquisa é a mesma da Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego (Rais/MTE) de 1988, isto é, corresponde à Classificação Nacional de Atividades Econômicas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (CNAE/IBGE) de 1973, tanto para o gênero industrial quanto para o subgênero.

4. Sem acompanhamento demográfico de entradas e saídas.

5. Os gêneros incluídos na pesquisa são responsáveis por, no mínimo, 70% do valor da produção da indústria de transformação do estado, conforme encontrado no Censo Industrial de 1985 do IBGE, para o início da amostra, ou na Rais, para os anos mais recentes. Os gêneros restantes compõem a classe *outros*, utilizada na obtenção do resultado agregado para a indústria de transformação.

6. As unidades estão agrupadas em dezesseis setores ou gêneros industriais: metalúrgica, mecânica, material elétrico e de comunicações, materiais de transportes, madeira, mobiliário, borracha, couros e peles, química, têxtil, vestuário, calçados e artefatos de tecidos, produtos alimentares, bebidas, editorial e gráfica, fumo e outros gêneros.

7. A série de emprego oriunda da pesquisa da CNI para o Rio Grande do Sul no período de 1991 a 2001 apresenta o mesmo comportamento observado na série do emprego da PIM realizada pelo IBGE para a região Sul. Ambas as séries mostram uma trajetória de declínio do emprego industrial nos anos 1990 e forte correlação de 0,92. O ideal seria utilizar uma série de emprego da PIM para o estado do Rio Grande do Sul, mas, devido à inexistência desta série, optou-se por fazer uma comparação entre a série de emprego gerada para a região Sul. Diferenças entre as séries podem ser explicadas por diferenças de composição setorial. Mais detalhes em Jacinto e Ribeiro (2009).

A variável emprego (n) corresponde ao logaritmo natural (Ln) do pessoal empregado e engloba a totalidade do pessoal com vínculo empregatício que estava trabalhando na empresa no último dia do ano, incluído ou não no processo de produção.⁸ 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 dividida pelo número de pessoal empregado total da empresa. Ela não inclui os pagamentos relativos a 13^ª salário, indenizações, gratificações e aviso prévio. Para representar as condições de demanda da firma, escolheu-se a variável *valor total das vendas*. Nesta, são incluídas todas as receitas das empresas oriundas das vendas de seus produtos, não se 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 – Oferta Global (IPA-OG).

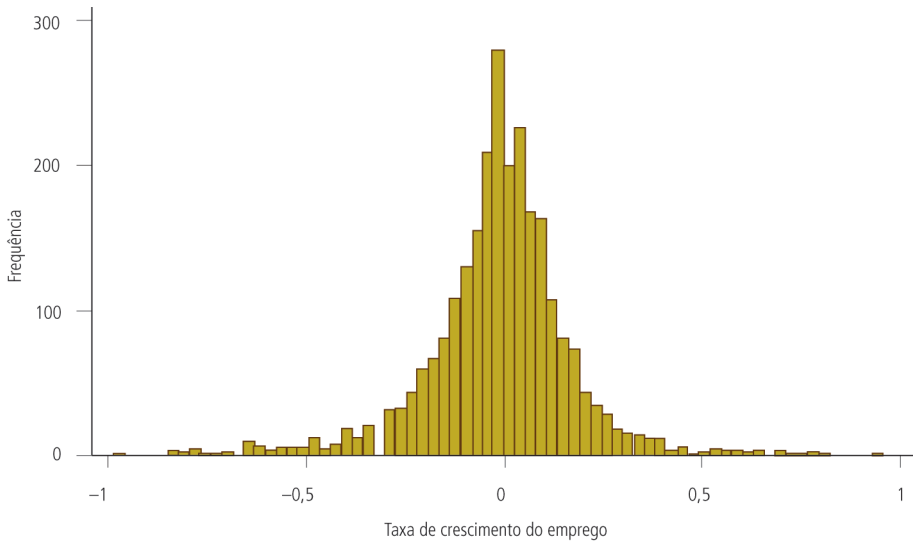
As médias e os desvios-padrão do emprego, bem como o logaritmo de vendas e o de custo médio do trabalho, são reportados, conjuntamente, nas tabelas A.2 e A.3. Na tabela A.3, as estatísticas reportadas são segregadas entre estabelecimentos que ajustaram e não ajustaram o emprego a cada ano. Verifica-se que as médias para aqueles estabelecimentos que realizaram ajuste no emprego são superiores em relação àqueles que não realizaram o ajustamento.

Para conhecer o padrão de ajustamento do emprego, uma primeira aproximação pode ser observada no gráfico 1, no qual é apresentada a distribuição das taxas de crescimento do emprego por ano.⁹ Observa-se imediatamente uma concentração das taxas em zero, gerando um pico e revelando uma considerável rigidez nas alterações no emprego. Vê-se que uma proporção significativa das empresas não altera o emprego de um ano para outro; caso o façam, este 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.

8. A análise da dinâmica da demanda por trabalho com essa variável corresponde à hipótese de homogeneidade da mão de obra e é padrão na literatura.

9. As taxas de crescimento do emprego, do custo médio do trabalho e das vendas reais foram mensuradas usando-se 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 aberto de -2 a 2 , seguindo-se Davis e Haltiwanger (1999).

GRÁFICO 1

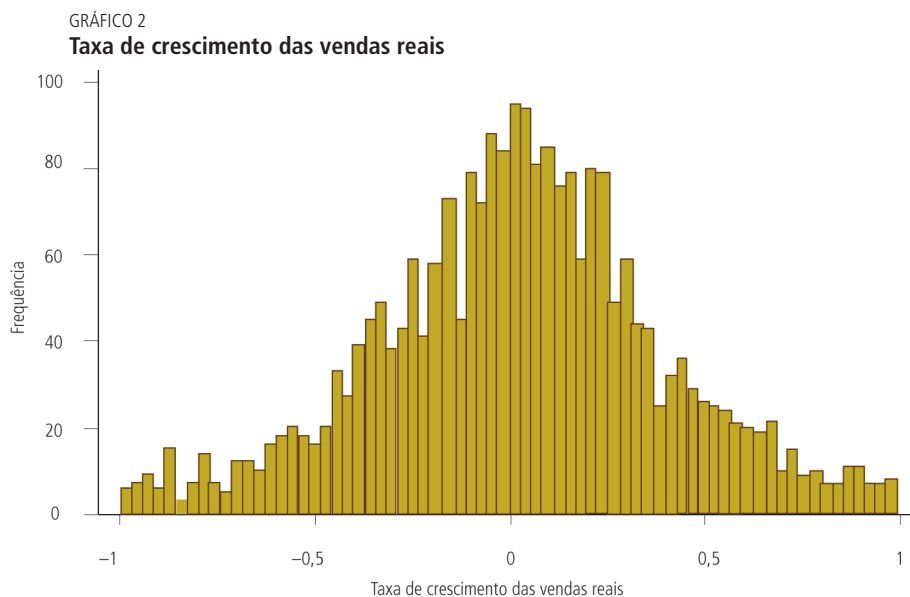
Taxa de crescimento do emprego

Elaboração dos autores.

De acordo com a teoria da demanda por trabalho (Hamermesh, 1993), pela resolução de um problema de maximização de lucros, sob diferentes tipos de expectativas, pode-se especificar uma função, potencialmente implícita, de demanda por trabalho (n_{it}) na empresa i , no período t , na forma $F(n_{it}, Z_{it}, \theta) = 0$, em que Z_{it} representa um vetor de choques de rentabilidade na empresa e θ um vetor de parâmetros associados à tecnologia, aos custos de ajustamento e à 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 (ω_{it}).

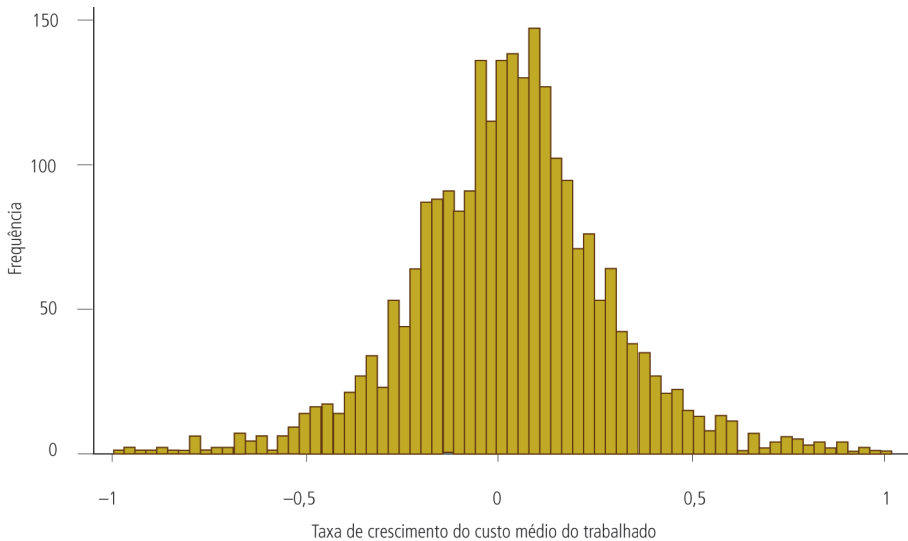
Varejão e Portugal (2007) e Hamermesh e Pfann (1996) indicam que, sob as hipóteses usuais de tecnologia, associadas a funções de produção contínuas e diferenciáveis, estruturas de custos de ajustamento convexas levam a uma associação contínua e suave entre os choques e a variação do emprego. Por sua vez, se a estrutura de custos de ajustamento for não quadrática, a função de demanda por trabalho implícita será descontínua, gerando uma distribuição de variação no emprego bastante diferenciada da distribuição de choques de rentabilidade. Este parece ser o caso para as empresas estudadas, comparando-se as distribuições de choques observadas nos gráficos 2 e 3 (variações de custos médios do trabalho e produção) com

aquelas vistas no gráfico 1. Observa-se que as distribuições de choques de rentabilidade possuem um formato similar ao de um sino, padrão, sugerindo uma suavidade na distribuição das taxas de crescimento, sem forte concentração em zero, bastante diferente da distribuição de variações no emprego.



Como dito, se as distribuições de choques forem suaves e contínuas, a existência de descontinuidades e concentração em zero no emprego estará associada a estruturas de custos de ajustamento não convexas, que excluem a forma quadrática usualmente suposta. Esta evidência descritiva sugere a necessidade de considerar hipóteses alternativas sobre os custos de ajustamento. Na próxima seção, será apresentada uma metodologia que permite que testes de hipótese sobre coeficientes do modelo de regressão empregado na estimação da equação de demanda por trabalho identifiquem a estrutura de ajustamento.

GRÁFICO 3

Taxa de crescimento do custo médio do trabalho

Elaboração dos autores.

3 REPRESENTAÇÃO EMPÍRICA DO MODELO DE DEMANDA POR TRABALHO E ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO

Diferentes hipóteses sobre custos de ajustamento levam a diferentes equações de demanda por emprego num contexto de maximização de lucros com preços de fatores exógenos (Hamermesh, 1993; Bond e VanReenen, 2007). 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 com ajustamento parcial representado por:

$$n_{it} = \gamma n_{it-1} + \beta X_{it} + \omega_{it} \quad (1)$$

em que n_{it} é o logaritmo natural do emprego no tempo t ; n_{it-1} é o logaritmo natural do emprego no tempo $t - 1$; X_{it} é um vetor de variáveis explicativas (choques observados, usualmente custo salarial médio e produto) que afetam o equilíbrio de longo prazo do emprego (n^*); γ e β são parâmetros; e ω_{it} é termo de perturbação.¹⁰ Por sua vez, γ é o coeficiente de ajustamento do emprego,

10. A especificação dinâmica do modelo pode ser mais rica, com defasagens adicionais do emprego e do vetor de explicativas. Mostra-se a expressão mais simples apenas para facilitar-se a exposição.

suposto no intervalo $1 > \gamma \geq 0$. A forma de ajustamento parcial do emprego faz com que os choques levem a uma dinâmica suave do emprego.

Hamermesh (1992) apresentou um modelo dinâmico que contempla custos de ajustamento quadrático e custos de ajustamento fixo como casos particulares, ampliando a análise de artigos anteriores (Hamermesh, 1989; 1990). 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, conjuntamente com uma região em que o emprego ajusta-se de forma lenta e suave. O intervalo $[n_-, n_+]$ tem sua origem nos custos fixos de alteração do emprego e, quanto maiores forem estes custos fixos, maior será o tamanho do intervalo. Assim, dado um choque nas condições de rentabilidade da firma, supondo-se que este 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). Se os choques não forem muito grandes, o emprego se mantém inalterado.

Empiricamente, esse modelo é representado por Hamermesh (1992), supondo-se que a firma prevê racionalmente a trajetória dos futuros choques nas condições de demanda e que o vetor de variáveis X_{it} representa os choques observados referentes à demanda por trabalho. Se a firma não se encontra no intervalo $[n_-, n_+]$, o emprego pode ser descrito como:

$$n_{it} = \gamma n_{it-1} + [1 - \gamma](\beta X_{it} + \varepsilon_{it}) + u_{1it} \quad |n_{it-1} - (\beta X_{it} + \varepsilon_{it})| > K \quad (2)$$

em que u_{1it} é um distúrbio com média zero e variância finita. Se o coeficiente de ajustamento $\gamma = 0$, então K mede os custos fixos do ajustamento; quando $\gamma \neq 0$, então 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 $[n_-, n_+]$, esta busca manter o emprego constante:

$$n_{it} = n_{it-1} + u_{2it} \quad |n_{it-1} - (\beta X_{it} + \varepsilon_{it})| \leq K \quad (3)$$

em que u_{2it} é um distúrbio com média zero e variância finita.¹¹ Na equação (3), o ganho esperado da firma na realização do ajuste do emprego é insuficiente para superar o custo oriundo deste ajustamento. Manter o emprego inativo passa a ser a melhor estratégia da firma. Em conjunto, as equações (2) e (3) formam um modelo de *switching regression* para a escolha de n_t . A condição de *switching* vai depender das realizações do termo ε_t . Dessa forma, seguindo a literatura, reescrevendo a equação (2) e (3) em termos de ε_t , pode-se mostrar que a firma promove o ajuste do emprego se $\varepsilon_{it} > K + [n_{it-1} - \beta X_{it}]$ ou $\varepsilon_{it} < -K + [n_{it-1} - \beta X_{it}]$; e que irá manter o emprego constante se $\varepsilon_{it} \leq -K + [n_{it-1} - \beta X_{it}]$ ou $\varepsilon_{it} \geq -K + [n_{it-1} - \beta X_{it}]$.

Um modelo de ajustamento parcial usual pode ser obtido por meio da equação (2) ao desconsiderar a condição de *switching*. Se $K = 0$, o modelo se reduz ao tradicional modelo dinâmico de demanda por trabalho com custos de ajustamento quadráticos.

Como a previsão do emprego depende do regime em que a empresa se encontra, que por sua vez depende de termos não observados – mesmo supondo não aleatório o custo fixo de ajustamento não aleatório –, a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQOs) seria inconsistente. Métodos de estimação de modelos de *switching regression* em geral envolvem máxima verossimilhança em um contexto paramétrico, com a hipótese adicional de normalidade e identificação pela distribuição e não linearidade (Maddala, 1983). Alternativamente, explora-se neste artigo uma forma menos conhecida de estimação em dois estágios para o modelo de *switching regression*, similar aos modelos de seleção endógena, descrito em Maddala (1983), para os dois regimes considerados: ajustar o nível de emprego e não ajustar. Cameron e Trivedi (2010, seção 16.7.1) descrevem o modelo como o nome de modelo de Roy. Inicialmente, estima-se um modelo *probit* para o evento *ajuste no nível de emprego*. O modelo para a variável dependente binária inclui como explicativas as variáveis da equação de demanda por emprego, como é usual nos modelos de *switching regression*. Com base nas estimativas encontradas, constrói-se a variável *lambda*, ou seja, a inversa da razão de Mills, colocada entre as variáveis explicativas junto com as condições de demanda da firma numa equação para gerar um erro (v_{it}^*) *iid* exógeno em relação à seleção.

$$n_{it} = \gamma n_{it-1} + \beta X_{it} + \phi \lambda_{it} + v_{it}^* \quad (4)$$

11. Além dessas considerações, supõe-se que $E(u_{1t}, u_{2t}) = 0$, e que $E(u_{1t}, \varepsilon_t) = E(u_{2t}, \varepsilon_t) = 0$, com mesma variância.

A equação (4) é estimada apenas com firmas que realizaram ajustamento no emprego. No modelo empírico, a existência de custos de ajustamentos fixos está condicionada a $\phi \neq 0$ e $\gamma = 0$. Caso ocorra o contrário, $\phi = 0$ 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, $\phi \neq 0$ e $0 < \gamma < 1$, caracterizando a existência de ambos os custos de ajustamentos e demonstrando a existência de um modelo misto.

Esta metodologia de estimação em dois estágios utiliza menos hipóteses que um modelo de *switching* tradicional, sendo assim mais robusto, embora menos eficiente que a estimação por máxima verossimilhança, que exige normalidade conjunta e esfericidade dos erros u e ε descritos. A hipótese identificadora, neste estudo, passa a ser a possibilidade de descrever o erro da equação (2) em uma projeção que envolve λ e v .

Como mostram Barros, Corseuil e Gonzaga (2001), os erros da equação de demanda por trabalho são usualmente correlacionados com as variáveis explicativas por incluir fatores como produtividade total dos fatores ou outras características não observadas de tecnologia. Uma forma de garantir a exogeneidade das variáveis explicativas está na exploração da estrutura em painel nos dados. Supõe-se que o erro v_{it} pode ser decomposto em dois termos, sendo um específico da firma, mas invariante no tempo, e outro termo exógeno, ou seja, $v_{it}^* = \delta_i + v_{it}$.

Sob esta hipótese sobre os erros, as explicativas contidas em X tornam-se exógenas, com estimativas ainda inconsistentes pela presença da variável dependente defasada no estimador de efeitos fixos – fixed effects (FE) – ou MQOs (*pooled*). A estrutura de painel gera a possibilidade de uso de métodos de variáveis instrumentais – instrumental variables (IV) – ou, sob hipóteses mais gerais da estrutura de variância dos erros, métodos generalizados dos momentos – generalized method of moments (GMM) –, como sintetizado em Bond (2002). Instrumentos surgem no uso das defasagens das variáveis do modelo (n_{it-1} e X_{it}) em ordem superior ao grau de autocorrelação dos erros ou suas diferenças defasadas, dependendo do grau de persistência da série do emprego (Arellano e Bond, 1991; Blundell e Bond, 1998), com métodos conhecidos como *difference GMM* e *system GMM* (chamados de AB

e BB neste trabalho).¹² Empregam-se neste trabalho testes de especificação usuais de sobreidentificação (Sargan) e testes de autocorrelação apropriados para a estrutura de painel.

A seleção dos instrumentos depende das hipóteses sobre a exogeneidade contemporânea das explicativas. No caso de choques não observados, variáveis no tempo, serem contemporaneamente correlacionados com as variáveis explicativas ($E(X_{it} v_{it}) \neq 0$), valores correntes das explicativas (em nível ou diferenças) não podem ser utilizados como instrumentos, sendo válidos ainda valores defasados das explicativas. A endogeneidade contemporânea pode aparecer quando não há previsão perfeita (Arellano e Bond, 1991). Para dar maior robustez aos resultados, realizaram-se estimativas com esta hipótese mais fraca que a utilizada em Hamermesh (1989), que supôs previsão perfeita dos choques observados.¹³

A presença de um termo no modelo que utiliza estimativas na sua construção (λ_{it}) torna a fórmula da matriz de variância-covariância dos coeficientes bastante complexa, como usual para estimadores em dois estágios.¹⁴ Os desvios-padrão são calculados utilizando-se reamostragem (*bootstrap*). A reamostragem, baseada em pares (ou trios), envolve a variável dependente, as variáveis explicativas e os instrumentos, como em Freedman (1984). Dentro da estrutura de dados em painel, reamostram-se as empresas ($i = 1, \dots, n$), mantendo-se a estrutura temporal das mesmas. Uma justificativa teórica do procedimento pode ser vista em Kapetanios (2008), embora em um contexto menos geral que o deste artigo. A reamostragem das empresas, mantendo-se a sua estrutura temporal, justifica-se também pela questão prática de o painel ser não balanceado.¹⁵

Na próxima seção, trazem-se os resultados empíricos, referentes às estimativas microeconômicas para um modelo de demanda por emprego industrial no Rio Grande do Sul, baseado em um painel de empresas, empregando-se estimadores mais gerais que Barros, Corseuil e Gonzaga (2001). Para uma

12. Utiliza-se o estimador *xtabond2* do Stata 11, que incorpora os ajustes no estimador BB de dois estágios – mais eficiente que o de um estágio – de Windmeijer (2005).

13. Para deixar a análise completa, apresentam-se no apêndice as estimativas com a hipótese mais restrita de previsibilidade perfeita (tabela A.4).

14. Ver a tradicional fórmula de estimador para modelos com seleção amostral de Heckman, como visto em Maddala (1983).

15. Embora o não balanceamento do painel possa indicar outra forma de seleção endógena – por viés de sobrevivência –, as informações obtidas com os responsáveis pela pesquisa indicam que o atrito na amostra viria quase sempre de não resposta, sugerindo que o viés por sobrevivência seria potencialmente pequeno.

melhor compreensão dos resultados e verificação de robustez dos mesmos, utilizam-se diferentes estimadores (FE, IV, AB e BB) e diferentes hipóteses sobre os choques observados (previsão imperfeita e previsão perfeita). Contribui-se para a literatura, também, aplicando-se uma metodologia simplificada que permite que hipóteses alternativas ao modelo de custos de ajustamento quadrático sejam avaliadas via testes de hipótese em parâmetros do modelo e mediante métodos disponíveis em *softwares* econométricos. Neste trabalho, compara-se um modelo de custos de ajustamento fixos com o de ajustamento quadráticos, aninhados em um modelo de regressão do tipo *switching* que, de acordo com Maddala (1983), pode ser estimado em dois estágios, facilitando sobremaneira sua execução. Para tentar aproximar do modo mais acurado possível os desvios-padrão deste estimador em dois estágios, lança-se mão de estimadores da matriz de variância-covariância dos coeficientes por reamostragem (*bootstrap*) em estruturas de dados em painel, reamostrando-se a dimensão transversal dos dados.

4 RESULTADOS EMPÍRICOS

As estimativas das elasticidades emprego-salário e emprego-produto e do coeficiente de ajustamento do emprego – supondo-se uma função de custos de ajustamentos quadrática e admitindo-se ambas as hipóteses de custos quadráticos e fixos – exploram um painel anual de dados de firmas da indústria de transformação do Rio Grande do Sul para o período de 1991 a 2003. Na estimação do modelo dinâmico de demanda por trabalho, considera-se a versão estocástica, na qual também se admitem as variáveis custo salarial real médio (wr) e produto (yr) contemporaneamente correlacionadas com termos não observados variáveis no tempo. Como o modelo de Hamermesh (1989) incorpora a hipótese de perfeita previsibilidade, para fins de robustez optou-se por apresentar uma versão determinística. Os resultados deste modelo encontram-se no apêndice.

As colunas (a), (b), (c) e (d) da tabela 1 mostram as estimativas para o tradicional modelo dinâmico de demanda por trabalho com custos de ajustamento quadráticos. A coluna (a) apresenta os resultados obtidos por meio de um estimador de FE. Embora este estimador seja inconsistente, ele pode ser útil para dar uma ideia de um limite inferior do real valor do coeficiente da variável dependente defasada. A coluna (b) mostra os resultados para o estimador de variáveis instrumentais (IV) em que a lista de instrumentos inclui apenas variáveis defasadas. As colunas (b), (c) e (d) empregam variáveis instrumentais com graus crescentes de eficiência.

TABELA 1
Estimativas para demanda por trabalho das empresas industriais do Rio Grande do Sul: modelos estocásticos (1991-2004)

	Custos de ajustamento quadrático				Modelo geral de custos de ajustamentos: quadrático e fixo				
	(a) FE	(b) IV	(c) AB-R	(d) BB	(e) ML-SR	(f) FE	(g) IV	(h) AB-R	(i) BB
Emprego defasado (n_{t-1})	0,6021*** (0,0166)	0,6582*** (0,2510)	0,6231*** (0,0603)	0,7463*** (0,0205)	0,5841*** (0,2141)	0,6395*** (0,0495)	0,7857* (0,4613)	0,5389*** (0,1115)	0,7140*** (0,0833)
Salário real (wr_t)	-0,1776*** (0,0081)	-0,1047 (0,0713)	-0,1567*** (0,0320)	-0,1696*** (0,0129)	-0,1568*** (0,0757)	-0,1752*** (0,0370)	-0,0842 (0,0916)	-0,1577*** (0,0475)	-0,2292*** (0,0444)
Vendas (vr_t)	0,1821*** (0,0077)	0,1165 (0,0767)	0,1665*** (0,0320)	0,1739*** (0,0126)	0,1651*** (0,0782)	0,1852*** (0,0367)	0,0941 (0,0658)	0,1780*** (0,0439)	0,2402*** (0,0421)
Lambda (λ_t)	-	-	-	-	-	1,0742 (0,7118)	3,8628 (9,2526)	2,0458* (1,1428)	1,5271* (0,8881)
N	2.504	1.536	1.941	2.504	2.504	2.411	1.484	1.870	2.411
Teste F	893,63***	15,94***	180,38***	5814,55***	2.199,58***	661,25***	203,28***	55,97***	2.922,59***
Teste de Sargan	-	9,28	193,25 [0,5218]	134,24 [0,1456]	-	-	-	217,72 [0,1267]	142,93 [0,0589]
Autocorrelação de primeira ordem	39,20 [0,0000]	-	-6,227*** [0,0000]	-7,089*** [0,0000]	-	-	-	-4,7422*** [0,0000]	-5,828*** [0,0000]
Autocorrelação de segunda ordem	23,50 [0,0000]	-	0,0228 [0,9826]	0,0485 [0,9642]	-	25,31 [0,0000]	-	0,0423 [0,9662]	0,1471 [0,8830]
Defasagem média do ajuste	1,36 ano	1,65 ano	1,46 ano	2,36 anos	1,28 ano	1,55 ano	2,87 anos	1,12 ano	2,05 anos

(Continua)

(Continuação)

	Custos de ajustamento quadrático				Modelo geral de custos de ajustamentos: quadrático e fixo				
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)
	FE	IV	AB-R	BB	ML-SR	FE	IV	AB-R	BB
Elasticidade de longo prazo de salário	-0,44	-0,30	-0,41	-0,66	-0,37	-0,48	-0,39	-0,34	-0,80
Elasticidade de longo prazo de produto	0,45	0,34	0,44	0,68	0,39	0,51	0,43	0,38	0,83

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os desvios-padrão estão entre parênteses.

2. Os valores- p estão entre colchetes. Um asterisco (*) denota $p < 0,1$; dois asteriscos (**), $p < 0,05$; três asteriscos (***), $p < 0,01$.3. FE significa efeitos fixos; IV, estimador de Anderson-Hsiao; AB-R, estimador Arellano-Bond robusto à heterocedasticidade; BB, estimador de Blundell-Bond; e ML-SR, estimador *switching regression* (máxima verossimilhança).4. Dados anuais em painel não balanceado. A variável n significa emprego em 31 de dezembro; wr , salários médios reais pagos; y^r , vendas reais; e λ , razão de Mills, baseada em modelo *probit* em painel para prever o ajustamento ou não do emprego. Os modelos com a variável λ incluem apenas as observações com ajuste no emprego.5. O modelo de *switching regression* foi estimado com o critério de inatividade para variações no emprego menores que 1% em valor absoluto. Para inatividade igual à variação do emprego igual a zero, o algoritmo não convergiu.

6. Modelos com previsão imperfeita para salários e vendas, ou seja, supõe-se endogeneidade contemporânea nos modelos com instrumentos.

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 um modo geral, todos os coeficientes das colunas (a) – (d) são significativamente diferentes de zero e têm o sinal esperado, com exceção dos modelos com variáveis instrumentais simples (b), em que os coeficientes do salário médio e do produto não são significativos. As colunas (c) e (d) apresentam os resultados para o estimador de Arellano e Bond (1991), versão robusta à heterocedasticidade (AB-R), e para o estimador de Blundell e Bond (1998) – BB. 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). A presença de autocorrelação de primeira ordem nos resíduos diferenciados, mas não de segunda ordem, sugere que os erros no modelo não diferenciado eram *iid*, validando o uso de segundas defasagens como instrumentos. Tão ou mais importante, os testes de Sargan sugerem a ausência de má especificação no modelo.

As estimativas geradas para o coeficiente de defasagem do emprego descritas na tabela 1 são maiores que as obtidas no estudo de Barros, Corseuil e Gonzaga (2001), que também utilizaram microdados. Porém, estas estimativas são menores quando comparadas com as obtidas em outros estudos sobre demanda dinâmica por trabalho no Brasil, que empregaram modelos de séries de tempo. Este resultado é esperado, tendo em vista a suavização do ajustamento do emprego quando utilizados dados agregados desaparece.

Uma forma interessante de comparar os coeficientes de ajustamento está no cálculo do tempo mediano necessário para um choque ser absorvido, obtido por meio da razão ($\log(0,5)/\log(\gamma)$). A defasagem mediana também foi calculada para mostrar a velocidade de convergência do emprego. De acordo com a estimativa de γ obtida para o estimador de IV, encontrou-se uma defasagem mediana do emprego de 1,65 ano – o que corresponde a 19,8 meses. Para as estimativas do AB-R, a defasagem mediana do emprego encontrada é de 1,46 ano (o que equivale a 17,5 meses), ao passo que, para o BB, foi obtido um período de 2,36 anos (o que compreende 28,3 meses).

Os estudos realizados para o Brasil, como Pereira (1998), Pereira e Gonzaga (2001) e Gonzaga e Corseuil (2001), nos quais foram empregados

dados da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP) e dados da PIM, respectivamente, utilizando séries de tempo, 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 (2001) foi de 65 meses (equivalentes a 5,41 anos), tempo médio abaixo do encontrado por Gonzaga e Corseuil (2001), de 68,06 meses (ou seja, 5,67 anos).

A comparação com os resultados do estudo de Barros, Corseuil e Gonzaga (2001), que empregaram microdados na estimação, é complicada pela variabilidade das elasticidades estimadas ao longo de todo o período analisado pelos autores. Contudo, se considerada a evolução temporal do coeficiente de ajustamento médio, verifica-se que este oscila em torno de 0,5 a 0,75 na maior parte do período de tempo. Este resultado é próximo das estimativas do coeficiente de ajustamento apresentadas neste artigo.

Embora supondo a hipótese de perfeita previsibilidade no modelo, as estimativas obtidas por Hamermesh (1992) para o modelo quadrático geraram uma defasagem mediana de 2,4 anos. Em Hamermesh (1993), a média das estimativas da velocidade de ajustamento para dados anuais foi de 1,83 ano. A defasagem mediana para as colunas (a), (b), (c) e (d) apresenta valores próximos aos descritos nos estudos de Hamermesh (1992; 1993), sugerindo que o ajuste do emprego no Brasil também é lento.

As elasticidades emprego-produto e custo salarial de curto prazo se situam em torno de 0,10 e 0,19, com sinais esperados – negativos para elasticidade-salário e positivos para elasticidade-produto. Nas diferentes estimativas consistentes (com variáveis instrumentais ou GMM), as elasticidades de longo prazo de salário e produto variam bastante. Há um limite inferior de $-0,66$ na estimativa com GMM; um limite superior de $-0,30$ com IV; e um intervalo de 0,68 a 0,34 para a elasticidade-produto.

Historicamente, o tradicional modelo dinâmico de demanda por trabalho tem sido gradualmente abandonado em razão de funções de custos de ajustamentos mais elaboradas, como funções de custos de ajustamentos fixos. Conforme discutido na seção anterior, visando verificar a existência de custos de ajustamento fixos, a seguir são apresentados os resultados para o modelo geral, em que ambas as funções de custos de ajustamentos fixos e quadráticos são consideradas como casos particulares, nas colunas (e), (f), (g), (h) e (i) da tabela 1. A coluna (e) traz as estimativas por máxima

verossimilhança de um modelo *switching regression*, no qual as equações (3) e (4) são estimadas simultaneamente, como em Hamermesh (1989; 1992), embora impondo exogeneidade das explicativas e erros *iid* e independentes. O modelo de *switching* impõe que as variáveis de seleção de regime sejam as mesmas de previsão em cada regime, com diferenças nos coeficientes apenas. As colunas de (f) em diante mostram modelos de *switching* estimados com o método em dois estágios com estruturas mais gerais de erros e uso de variáveis instrumentais.

Os coeficientes estimados possuem o sinal esperado e são significativamente diferentes de zero, com exceção da coluna (g), na qual apenas a estimativa do parâmetro de ajustamento do emprego foi estatisticamente diferente de zero. A defasagem mediana sugere período superior a um ano para que um choque seja absorvido.

Para o modelo estimado por máxima verossimilhança – ML-SR, coluna (e) –, as estimativas para as elasticidades do custo salarial real médio e do produto de curto prazo foram $-0,15$ e $0,16$, respectivamente. O coeficiente de ajustamento do emprego foi de $0,58$. Em relação às estimativas apresentadas nas colunas (a), (b), (c) e (d), o coeficiente obtido pelo uso da ML-SR é inferior, porém o seu desvio-padrão é maior.

As colunas (h) e (i) mostram os resultados para o estimador de AB-R e BB. Verifica-se que as estimativas do coeficiente *lambda* são significativamente diferentes de zero, pelo menos a 10% de significância, sugerindo que os custos de ajustamentos fixos também são relevantes do ponto de vista estatístico para explicar a dinâmica do emprego para o período em análise. Ou seja, os resultados sugerem que adotar apenas os custos de ajustamentos quadráticos impõe uma estrutura restrita para os custos de ajustamentos para o período em análise. A baixa significância é esperada para a razão de Mills, como comentado em Cameron e Trivedi (2010).

Com os custos de ajustamento gerais (custos fixos e quadráticos), as elasticidades de longo prazo de salário e produto se mantêm inelásticas, com valores entre $-0,34$ e $-0,80$ no caso de elasticidade-salário. Destaca-se que as elasticidades-produto apresentam valores muito semelhantes (com sinal positivo) aos das elasticidades-salário.

Como mencionado, no apêndice (tabela A.4) apresentam-se estimativas impondo-se exogeneidade contemporânea das explicativas, dentro de um

contexto de previsão perfeita dos deslocadores de demanda observáveis. Em geral, as estimativas são similares, com a tendência de os modelos com exogeneidade apresentarem maiores coeficientes autorregressivos, o que eleva as elasticidades de longo prazo e o tempo mediano de ajustamento. As elasticidades de salário e de produto apresentam valores similares – com sinais trocados, é claro –, no intervalo de 0,3 a 1,2, dependendo do método de estimação empregado, intervalo este superior ao da tabela 1.

Para ilustrar a importância dos resultados, podem-se utilizar as elasticidades calculadas para fazer previsões *ex-ante* da desoneração da folha de pagamento promovida pelo governo federal (Brasil, 2012), supondo-se que os impactos são grandes o suficiente para induzir ajustes no emprego. Desde 2012, vários setores têm tido uma redução da alíquota que incide sobre os encargos sociais, ou seja, sobre o custo do trabalho, compensada com a introdução de uma contribuição baseada no faturamento da empresa. Em geral, a redução da alíquota do custo do trabalho é de 10 pontos percentuais (p.p.), enquanto a alíquota da contribuição sobre faturamento é de 1 p.p. Supondo-se que o custo do trabalho (folha salarial) represente 10% do faturamento, a queda no custo do trabalho e a redução do faturamento líquido seriam equivalentes.¹⁶ Em termos de variações percentuais, os salários aumentam em valor dez vezes maior que a queda no produto real. Isto levaria a uma expansão no emprego, dadas as elasticidades de valores similares, mas com sinais trocados, encontradas. Por exemplo, considerando-se os resultados do modelo (*h*), com uma elasticidade produto de 0,38 e uma elasticidade custo do trabalho de $-0,34$, uma queda de 10% do custo do trabalho e uma queda de 1% no faturamento levariam a um aumento de cerca de 2,9% no emprego. O resultado viria de um uso relativo maior do emprego em relação ao capital, expandindo o emprego, e de uma redução do uso dos insumos trabalho e capital, pela redução do faturamento líquido. Este efeito pressupõe ajuste nos insumos, e deve tomar entre um e dois anos para ser percebido. Destaca-se que a análise desconsidera possíveis choques nos salários e na produção em si, além das alíquotas.

16. Supõe-se que a avaliação de impacto neutro na receita é medida *ex-ante*, ou seja, com as novas alíquotas, mas com quantidades antigas, e conduzida exclusivamente por variações nas alíquotas. Para obter receitafolha+receita faturamento (antes) = receitafolha+receita faturamento (depois), um pouco de álgebra indica que $py(1 - t_y) + wl(1 + t_w) = py(1 - t'_y) + wl(1 + t'_w)$. Impõe-se que $t_y = t'_y = 0$, $pyt'_y = wlt'_w$ ou $t'_w = \alpha t'_y$, em que $\alpha = wl/py$, o que destaca a relação entre alíquotas e parcela do trabalho na receita.

Em síntese, os resultados apresentados para o modelo geral com custos de ajustamentos quadráticos e fixos permitem maior flexibilidade, ao não imporem nenhuma restrição *a priori* sobre o tipo de ajustamento, em relação ao tradicional modelo dinâmico com apenas custos de ajustamento quadrático.

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. Estruturas de custo de ajustamento do emprego mais ricas que a quadrática conseguem explicar melhor a dinâmica agregada do emprego e compatibilizar esta dinâmica agregada com a dinâmica microeconômica que se caracteriza por muitos períodos de inatividade e ajustes extremos. Com o objetivo de contribuir com esta literatura, este artigo teve como propósito estimar uma equação de demanda por trabalho, com hipóteses alternativas sobre a estrutura dos custos de ajustamento do emprego em empresas manufatureiras no Brasil, a partir dos microdados das empresas industriais do Rio Grande do Sul.

Assim, o trabalho tem duas contribuições a dar para a literatura que visa estudar modelos dinâmicos de demanda por trabalho no Brasil. A primeira é apresentar estimativas a partir de microdados para um modelo de demanda por emprego, com base em um painel de empresas, empregando estimadores mais gerais que Barros, Corseuil e Gonzaga (2001). A elasticidade-produto de longo prazo do emprego foi estimada entre 0,4 e 0,8, enquanto a elasticidade-salário de longo prazo do emprego foi estimada entre -0,8 e -0,4. O tempo mediano de ajustamento estaria entre um e dois anos, valores bem menores que os obtidos para estudos com dados agregados.

A segunda contribuição é oferecer evidências de que a representação dos custos de ajustamento pode e deve ter uma forma mais rica que a abordagem quadrática que tem sido realizada em estudos para o Brasil e outros países. Para isto, aplicou-se uma metodologia simplificada que permitiu que hipóteses alternativas ao modelo de custos de ajustamento quadrático fossem avaliadas por meio de testes de hipóteses sobre parâmetros de um modelo de regressão.

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 o modelo dinâmico com custos de ajustamentos quadráticos pode ser útil para dar uma ideia da dinâmica do ajuste do emprego nas firmas. Porém, o modelo explica apenas uma parte do ajustamento. É interessante notar que o resultado se manteve quando imposta hipótese mais restritiva de previsão perfeita dos deslocadores observados de demanda (produção e salários).

ABSTRACT

We provide an empirical analysis of the structure of adjustment in manufacturing employment using Brazilian firm data. A general dynamic labor demand model is estimated including quadratic and fixed adjustment costs as particular cases. A hypothesis test based on regression model coefficients allows differentiating which of the type adjustment cost is more appropriate. Based on micro data on manufacturing firms in Rio Grande do Sul, the results suggest that a model with both quadratic and fixed costs represent the adjustment costs for manufacturing. The long run employment wage elasticity estimates range from -0.4 to -0.8 with similar positive values for the output elasticity. The median shock adjustment length varies from one to two years.

Keywords: adjustment costs; labor demand; fixed costs.

REFERÊNCIAS

- AMBRÓZIO, A. M. H. P. **Custos de ajustamento e demanda dinâmica por trabalho**. 1999. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 1999.
- 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, p. 277-297, 1991.
- BARROS, R. P.; CORSEUIL, C. H.; GONZAGA, G. A evolução da demanda por trabalho na indústria brasileira: evidências de dados por estabelecimentos – 1985-97. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 31, n. 2, p. 187-212, 2001.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel-data models. **Journal of econometrics**, v. 87, p. 115-143, 1998.
- BOND, S. Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. **Portuguese economic journal**, v. 1, n. 2, p. 141-162, 2002.
- BOND, S.; VANREENEN, M. Microeconomic models of investment and employment. In: HECKMAN, J. J.; LEAMER, E. E. (Ed.). **Handbook of econometrics**, 2007. v. 6, chap. 65.
- BRASIL. Ministério da Fazenda. **Cartilha da desoneração da folha de pagamentos**. Brasília: MF, 2012. Disponível em: <<http://tinyurl.com/cartilhadesoneracao>>.
- CABALLERO, 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, Mar. 1997.
- CAMERON, C.; TRIVEDI, P. **Microeconometrics using Stata**. College Station: Stata Press, 2010.
- COOPER, R. W.; WILLIS, J. L. **The economics of labor adjustment: mind the gap**. Cambridge, United States: NBER, 2001. (NBER Working Paper, n. 8.527).

DAVIS, S. J.; HALTIWANGER, J. Gross job flows. *In*: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**. Amsterdam: Elsevier Publishers, 1999. v. 3.

ESTEVÃO, M. Employment level, hours of work and labor adjustment cost in Brazilian industry. **Revista brasileira de economia**, n. 47, p. 205-242, abr./jun. 1993.

FREEDMAN, D. On bootstrap two-stage least-square estimates in stationary linear models. **Annals of statistics**, v. 12, n. 3, p. 827-842, 1984.

GONZAGA, G. Labor adjustment dynamics in Brazilian manufacturing. **Brazilian review of econometrics**, v. 29, n. 2, p. 251-284, Nov. 2009.

GONZAGA, G.; CORSEUIL, C. H. Emprego industrial no Brasil: análise de curto e longo prazo. **Revista brasileira de economia**, v. 55, n. 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, Sept. 1989.

_____. Aggregate employment dynamics and lumpy adjustment costs. **Carnegie-Rochester conferences series on public policy**, v. 33, p. 93-130, 1990.

_____. A general model of dynamic labor demand. **The review of economics and statistics**, v. 74, n. 4, p. 733-737, 1992.

_____. **Labor demand**. Princeton: Princeton University Press, 1993.

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

JACINTO, P. A.; RIBEIRO, E. P. Dinâmica do emprego e custos de ajustamento na indústria do Rio Grande do Sul. **Estudos econômicos**, v. 39, n. 2, 2009.

KAPETANIOS, G. A bootstrap procedure for panel data sets with many cross-sectional units. **Econometrics journal**, v. 11, p. 377-395, 2008.

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

MAGNUSSON, L. **Demanda por mão de obra no setor industrial brasileiro – 1949/1995**. 2000. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2000.

MEYER, J. B. **Custo de ajustamento e demanda por trabalho no Brasil: uma estimativa setorial**. 1998. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 1998.

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

PEREIRA, R.; GONZAGA, G. A partilha do trabalho e a demanda dinâmica por trabalhadores e horas. **Revista brasileira de economia**, v. 55, n. 1, p. 5-32, jan./mar. 2001.

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

VAREJÃO, J.; PORTUGAL, P. Employment dynamics and structure of labor adjustment costs. **Journal of labor economics**, v. 25, p. 137-165, 2007.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimator. **Journal of econometrics**, v. 126, p. 25-51, 2005.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

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

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

HAMERMESH, D. S.; PFANN, G. A. Adjustment costs in factor demand. **Journal of economic literature**, v. 34, p. 1264-1292, Sept. 1996.

(Originais submetidos em janeiro de 2012. Última versão recebida em setembro de 2013.
Aprovada em outubro de 2013.)

APÊNDICE

TABELA A.1

Distribuição dos estabelecimentos por tamanho (1991-2003) (Em %)

Tamanho	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
$n < 20$	5,28	5,90	5,67	3,99	5,34	4,86	7,78	7,76	6,84	5,62	4,76	5,20	2,13
$20 \leq n < 100$	19,88	18,75	17,41	19,93	20,28	21,05	27,41	25,86	24,33	23,69	23,41	19,60	18,54
$100 \leq n < 500$	44,41	48,61	46,56	46,84	45,55	42,91	42,22	40,95	44,49	44,18	46,03	48,00	54,10
$n \geq 500$	30,43	26,74	30,36	29,24	28,83	31,17	22,59	25,43	24,33	26,51	25,79	27,20	25,23
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Elaboração dos autores.

Obs.: n é o número de empregados do estabelecimento.

TABELA A.2

Estatísticas descritivas dos dados anuais (1991-2003)

Ano	Número de estabelecimentos	Emprego	\ln salário	\ln vendas
1991	322	482,37 (672,12)	15,55 (0,93)	23,24 (1,95)
1992	285	440,18 (624,24)	13,07 (0,73)	20,94 (1,88)
1993	244	501,68 (747,42)	9,88 (0,53)	17,85 (1,77)
1994	297	479,62 (722,67)	7,69 (0,52)	15,60 (1,76)
1995	274	461,39 (743,79)	7,75 (0,51)	15,29 (1,82)
1996	239	489,17 (783,61)	7,79 (0,51)	15,43 (1,77)
1997	268	393,46 (672,59)	7,79 (0,57)	15,16 (1,94)
1998	232	424,43 (715,19)	7,84 (0,55)	15,25 (1,93)
1999	262	426,77 (766,08)	7,41 (0,52)	15,10 (1,87)
2000	249	460,57 (824,05)	7,26 (0,54)	15,08 (1,89)
2001	251	474,12 (883,68)	7,12 (0,56)	14,91 (1,85)
2002	248	548,21 (1.015,37)	6,69 (0,55)	14,64 (1,98)
2003	329	519,76 (898,12)	6,63 (0,55)	14,65 (1,71)

Elaboração dos autores.

Obs.: desvios-padrão entre parênteses.

TABELA A.3

Estatísticas descritivas dos dados para estabelecimentos que ajustaram e não ajustaram o emprego

Variável	Ajustaram o emprego		Não ajustaram o emprego	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Trabalhador	514,65	832,00	78,73	137,50
<i>Ln</i> salário real	8,16	1,86	7,54	1,46
<i>Ln</i> vendas reais	16,07	2,53	13,17	2,41
Observações (números absolutos)	2.489		96	
Estabelecimentos (números absolutos)	450		66	

Elaboração dos autores.

TABELA.A.4
Estimativas para demanda por trabalho das empresas industriais do Rio Grande do Sul: modelos determinísticos (1991-2004)

	Custos de ajustamento quadrático				Modelo geral de custos de ajustamentos: quadrático e fixo				
	(a) FE	(b) IV	(c) AB-R	(d) BB	(e) ML-SR	(f) FE	(g) IV	(h) AB-R	(i) BB
Emprego defasado (n_{t-1})	0,6021*** (0,0166)	0,6700*** (0,0929)	0,6958*** (0,0971)	0,7894*** (0,0320)	0,5841*** (0,2141)	0,6395*** (0,0499)	0,9610*** (0,1520)	0,7166*** (0,1761)	0,8767*** (0,1047)
Salário real (wr_t)	-0,1776*** (0,0081)	-0,1203*** (0,0115)	-0,1686*** (0,0538)	-0,1762*** (0,0174)	-0,1568*** (0,0757)	-0,1752*** (0,0394)	-0,0521 (0,0549)	-0,1360*** (0,0561)	-0,1661*** (0,0555)
Vendas (vr_t)	0,1821*** (0,0077)	0,1198*** (0,0094)	0,1769*** (0,0565)	0,1798*** (0,0179)	0,1651*** (0,0782)	0,1852*** (0,0393)	0,0810 (0,0555)	0,1618*** (0,0586)	0,1901*** (0,0564)
Lambda (λ_t)	-	-	-	-	-	1,0742 (0,7263)	7,3560*** (2,0626)	3,6472*** (1,5190)	4,2161*** (1,4418)
N	2.504	1.548	1.941	2.504	2.504	2.411	1.484	1.870	2.411
Teste F	893,63***	213,19***	72,79***	1518,78***	2199,58***	661,25***	213,53***	18,69***	696,37***
Teste de Sargan	-	-	-	86,2129 [0,1984]	-	-	-	77,55 [0,1368]	87,8789 [0,1658]
Autocorrelação de primeira ordem	-	-	-5,20*** [0,0000]	-6,967*** [0,0000]	-	-	-	-3,3544*** [0,0008]	-5,9054*** [0,0000]
Autocorrelação de segunda ordem	-	-	0,0295 [0,9764]	0,0417 [0,9667]	-	-	-	0,1394 [0,8891]	0,2127 [0,8316]
Defasagem média do ajuste	1,36 ano	1,73 ano	1,91 ano	2,93 anos	1,28 ano	1,55 ano	17,41 anos	2,08 anos	5,26 anos

(Continua)

(Continuação)

	Custos de ajustamento quadrático				Modelo geral de custos de ajustamentos: quadrático e fixo				
	(a)	(b)	(c')	(d')	(e)	(f)	(g)	(h')	(i')
Elasticidade de longo prazo de salário (wr)	-0,44	-0,36	-0,55	-0,83	-0,37	-0,48	-1,33	-0,48	-1,34
Elasticidade de longo prazo de produto (γr)	0,45	0,36	0,58	0,85	0,39	0,51	2,07	0,57	1,54

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os desvios-padrão estão entre parênteses.

2. Os valores- p estão entre colchetes. Um asterisco (*) denota $p < 0,1$; dois asteriscos (**), $p < 0,05$; três asteriscos (***), $p < 0,01$.3. FE significa efeitos fixos; IV, estimador de Anderson-Hsiao; AB-R, estimador Arellano-Bond robusto à heterocedasticidade; BB, estimador de Blundell-Bond; e ML-SR, estimador *switching regression* (máxima verossimilhança).4. Dados anuais em painel não balanceado. A variável n significa emprego em 31 de dezembro; wr , salários médios reais pagos; γr , vendas reais; e $\lambda mbda$, razão de Mills, baseada em modelo *probit* em painel para prever o ajustamento ou não do emprego. Os modelos com a variável $\lambda mbda$ incluem apenas as observações com ajuste no emprego.5. O modelo de *switching regression* foi estimado com o critério de inatividade para variações no emprego menores que 1% em valor absoluto. Para inatividade igual à variação do emprego igual a zero, o algoritmo não convergiu.

6. Modelos com previsão perfeita para salários e vendas, ou seja, supõe-se exogeneidade contemporânea nos modelos com instrumentos.

7. As colunas (a), (b), (e) e (f) são idênticas às respectivas colunas da tabela 1, pois os modelos não empregam instrumentos, e foram repetidas aqui para facilitar a comparação.