

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

A DEMANDA DINÂMICA POR TRABALHO NA INDÚSTRIA DO RIO GRANDE
DO SUL: UMA ANÁLISE A PARTIR DE MICRODADOS

Paulo de Andrade Jacinto

Porto Alegre

2006

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

A DEMANDA DINÂMICA POR TRABALHO NA INDÚSTRIA DO RIO GRANDE
DO SUL: UMA ANÁLISE A PARTIR DE MICRODADOS

Paulo de Andrade Jacinto
Orientador: Eduardo Pontual Ribeiro

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia.

Porto Alegre

2006

A DEMANDA DINÂMICA POR TRABALHO NA INDÚSTRIA DO RIO GRANDE
DO SUL: UMA ANÁLISE A PARTIR DE MICRODADOS

Paulo de Andrade Jacinto

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia.

Aprovada em: 27 de março de 2006

Banca examinadora:

Prof. Dr. Naércio Aquino Menezes Filhoa
USP e IBMEC/São Paulo

Prof. Dr. Luiz Guilherme Scorzafave
USP/Ribeirão Preto

Prof. Dr. Giácomo Balbinoto Neto
UFRGS/PPGE

Prof. Dr. Eduardo Pontual Ribeiro – Orientador
UFRGS/PPGE

Aos meus pais, a Carla, ao Pedro Henrique e a Júlia.

AGRADECIMENTOS

Imaginei que fazer os agradecimentos após o término dessa pesquisa seria uma tarefa fácil. Porém, o risco de esquecer de mencionar alguém que tenha prestado uma ajuda, por menor que tenha sido, a torna árdua. Por isso, gostaria de agradecer a todas as pessoas, que me ajudaram direta e indiretamente a concluir o doutorado no Programa de Pós-Graduação em economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

Ao meu orientador e amigo, Eduardo Pontual Ribeiro, eu agradeço pela paciência e pela disposição na sua orientação.

Não posso deixar de agradecer aos meus amigos de longa data como, César Tejada, Liderau, Valdir e, aos novos, que nesse doutoramento pude usufruir da amizade como Flávio, Larissa, Sidney, Cassiane, Alexandre, Melody, Livio, Arnildo, Fernando Sabino, Everton, Tércio.

Agradeço aos professores e funcionários do PPGE pelo apoio durante todo o curso. Em particular, gostaria de agradecer ao professor Giácomo Balbinoto Neto, pela indicação de textos e pelas conversas ao longo de todo o curso sobre economia do trabalho.

Agradeço a Capes e ao CNPq pela bolsa de estudo que permitiu minha dedicação exclusiva ao programa de doutorado.

A Universidade de Passo Fundo e a Universidade Federal de Alagoas.

A Federação das Indústrias do Rio Grande do Sul (FIERGS), Igor, Alexandre e Ricardo pela disponibilidade dos dados.

Por fim, agradeço a minha esposa Carla pela dedicação, afeto, camaradagem e muita paciência e, por ao longo desse doutorado, ter me proporcionado dois momentos especiais, a saber: a chegada do nosso filho Pedro Henrique e da nossa princesinha, Júlia, que para minha maior felicidade, chegou no momento em que eu concluía a presente tese.

RESUMO

O presente estudo tem como propósito fazer uma análise empírica da estrutura dos custos de ajustamento do emprego em indústrias no Brasil, a partir de dados microeconômicos de empresas industriais do Rio Grande do Sul. O estudo é motivado pelas grandes mudanças no emprego industrial nos anos 90 e 2000 e o fato estilizado de grande heterogeneidade na flutuação do emprego revelado na literatura de fluxos de emprego. Inicialmente, identifica-se a existência de diferentes estruturas teóricas para custos de ajustamento do emprego, que podem ser agrupadas em custos convexos e não-convexos e funções quadráticas (simétricas) e não lineares. Uma revisão da literatura empírica revela que poucos estudos no mundo e nenhum usando dados brasileiros consideram a possibilidade de custos não quadráticos e/ou convexos. A identificação da estrutura de custos de ajustamento divide-se em metodologias empíricas complementares. Primeiro, uma metodologia semi-paramétrica de flutuação do emprego industrial empregando modelos de sobrevivência e matrizes de transição, de modo inovador no Brasil, para diferenciar se os custos são convexos ou não. Segundo, dentro de um modelo paramétrico de demanda por emprego usual, permitindo comparações com a literatura, a estimação de forma funcional da função de demanda com custos de ajustamento quadrático e linear. Os resultados mostram que o modelo dinâmico com custos de ajustamento quadrático pode ser útil para dar uma idéia da dinâmica do ajuste do emprego, porém não é o modelo mais adequado. Isso fica evidente a partir do momento em que os resultados do modelo geral, o qual contempla os custos de ajustamento quadrático e fixo, demonstram a necessidade de incorporar ambos os custos. Ao mesmo tempo, os modelos semi-paramétrico sugerem que os custos de ajustamento não-convexos têm mais apoio nos dados.

Palavras chaves: Custos de ajustamento; Demanda por trabalho; Emprego industrial; Dados em painel, Modelo de ajustamento parcial.

ABSTRACT

The aim of this study is, from microeconomic data from industrial companies of Rio Grande do Sul, to perform an empirical analysis of the employment adjustment costs in industries in Brazil. This study is motivated by the changes in industrial employment in the last and present decades and by the stylized fact of heterogeneity in job flows revealed in job flow literature. Initially, it is shown the existence of different theoretical structures to explain employment adjustment costs, which can be classified as convex and non-convex costs and quadratic (symmetrical) and non-linear functions. An empirical literature review reveals that few studies in the world, none of them using Brazilian data, consider the possibility of non-quadratic and/or non-convex costs. The identification of the structure of adjustment costs is split in complementary empirical methodologies. First, an industrial job flow semi-parametrical methodology that uses survival models and transition matrixes, innovative in Brazil, to state if the costs are convex or not. Second, in the context of a usual employment demand parametric model, allowing comparisons with the literature, the estimation of the quadratic and linear adjustment costs' demand function's functional form. Results show that the dynamic model with quadratic adjustment can be useful to give a clue about the job adjustment dynamic, but that it's not the most adequate one. This stays clear from the moment in which the results of the general model, which considers the lumpy and quadratic adjustment costs, show the need of incorporating both of these costs. At the same time, the semi-parametric models suggest that the non-convex adjustment costs have more data appeal.

Key words: Adjustment costs; Labor demand; Industrial employment; Panel data; Partial adjustment model.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	11
2 MENSURANDO CUSTOS DE AJUSTAMENTOS	15
2.1 Introdução.....	15
2.2 Custos de ajustamento: uma perspectiva teórica.....	16
2.2.1 Modelo geral.....	19
2.2.1.1 Custos de ajustamentos quadráticos (simétricos).....	21
2.2.1.2 Custos de ajustamentos quadráticos (assimétricos).....	26
2.2.1.3 Custos de ajustamentos <i>piecewise</i>	30
2.2.1.4 Custos de ajustamento fixos (<i>lumpy costs</i>).....	37
2.3 Custos de ajustamento: uma perspectiva empírica.....	42
2.3.1 Modelos dinâmicos de demanda por trabalho a partir de séries de tempo.....	42
2.3.1.1 Modelo de ajustamento parcial.....	43
2.3.1.2 Estimação da equação de Euler.....	44
2.3.2 Modelos dinâmicos de demanda por trabalho a partir de um painel de dados.....	51
2.3.2.1 Estimação da equação de Euler.....	53
2.3.3 Estudos empíricos sobre o Brasil.....	56
2.3.4 Uma representação mais geral para custos de ajustamento.....	58
2.3.5 Problemas de agregação.....	61
2.4 Considerações finais.....	62
3 A ESTRUTURA DE CUSTOS DE AJUSTAMENTOS E A DINÂMICA DO EMPREGO NA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO DO RIO GRANDE DO SUL (1991-2004)	66
3.1 Introdução.....	66
3.2 Os dados.....	66
3.3 Matriz de transição entre os regimes de emprego.....	71
3.4 Modelos de duração do ajustamento do emprego.....	76
3.4.1 procedimentos de estimação.....	77
3.4.2 Análise dos resultados.....	80
3.5 Considerações finais.....	82

4 UM MODELO DINÂMICO GERAL DE DEMANDA POR TRABALHO: UMA APLICAÇÃO PARA O EMPREGO NA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO DO RIO GRANDE DO SUL (1991-2004)	87
4.1 Introdução.....	87
4.2 Representação empírica do modelo de demanda por trabalho e a estratégia de estimação.....	87
4.3 Resultados empíricos.....	92
4.3.1 Os dados.....	93
4.3.2 Demanda por trabalho.....	93
4.3.2.1 Modelo com previsibilidade perfeita (ou determinístico).....	94
4.3.2.2 Modelo estocástico.....	98
4.4 Considerações finais.....	102
5 CONCLUSÃO	105
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	107
APÊNCIDE A – Tabela 12	114
APÊNCIDE B – Tabela 13	115
APÊNCIDE C – Tabela 14	116

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Sistematização dos estudos que utilizaram séries de tempo.....	64
Tabela 2 – Sistematização dos estudos que utilizaram um painel de dados.....	65
Tabela 4 – Matriz de probabilidades de transição.....	73
Tabela 5 – Matriz de probabilidade de transição para o emprego total (1991-2004) – inatividade (limite zero absoluto).....	74
Tabela 6 - Matriz de probabilidade de transição para o emprego total (1991-2004) – inatividade (limite 5%).....	75
Tabela 7 - Matriz de probabilidade de transição para o emprego total (1991-2004) – inatividade (limite 10%).....	75
Tabela 3 – Distribuição das firmas por tamanho (em %).....	84
Tabela 8 – Modelo de duração com a distribuição Weibull para o emprego total – Saída: com expansão do emprego.....	85
Tabela 9 - Modelo de duração com a distribuição Weibull para o emprego total – Saída: com queda do emprego.....	86
Tabela 10 – Estimativa para demanda dinâmica por trabalho das empresas industriais do Rio Grande do Sul (1991-2004) – modelos determinísticos.....	103
Tabela 11 - Estimativa para demanda dinâmica por trabalho das empresas industriais do Rio Grande do Sul (1991-2004) – modelos estocásticos.....	104
Tabela 12 - Estimativa para demanda dinâmica por trabalho das empresas industriais do Rio Grande do Sul (1991-2004) – modelos estocásticos.....	111
Tabela 13: Resultados do teste de autocorrelação LM para o modelo estocástico.....	112
Tabela 14: Estimativas para a validação dos instrumentos.....	113

LISTAS DE FIGURAS

Figura 1 – Estrutura de custos de ajustamento convexa.....	18
Figura 2 – Estrutura de custos de ajustamento não-convexa.....	18
Figura 3 – Pessoal ocupado na produção – indústria geral.....	68
Figura 4 – Taxa de crescimento do emprego: 1991-I a 2004-I.....	69
Figura 5 – Taxa de crescimento das vendas reais: 1991-I a 2004-I.....	70
Figura 6 – Taxa de crescimento do custo médio do trabalho: 1991-I a 2004-I.....	70

1 INTRODUÇÃO

Nos últimos 20 anos, a economia brasileira passou por profundas transformações, que tiveram impactos diretos e indiretos no mercado de trabalho e, por sua vez, sobre a demanda por mão-de-obra. O emprego industrial iniciou uma trajetória de declínio a partir do final da década de 80 e os dados apontam que a indústria brasileira reduziu, no período de 1985-99, 42,78% de pessoal ocupado na indústria. Segundo Cacciamalli (2001), no período de 1985 a 1990 o emprego industrial médio teve uma perda da importância relativa na ordem de 25% e passou a representar 20% entre 1991-95, atingindo um patamar de 15% em 1999. Essa queda foi contemporânea às grandes flutuações do salário real e da produção na década de 90, assim como mudanças competitivas e tecnológicas induzidas pela estrutura comercial e política macroeconômica, sendo a sua intensidade maior nas regiões metropolitanas mais industrializadas. Além da redução no emprego industrial, a economia brasileira experimentou um processo de desconcentração industrial nos anos 90, caracterizado pelo deslocamento de plantas produtivas entre os estados, pelo qual empresas instaladas nas regiões Sudeste e Sul deslocaram-se para as regiões Centro-Oeste ou Nordeste. Concomitantemente a essas transferências ocorreu um redirecionamento dos investimentos para as regiões Sul, Nordeste e Centro-Oeste. Como decorrência dessas transferências e redirecionamento dos investimentos, teve-se um processo de desconcentração do emprego formal¹.

Ainda nos anos 90, consolidou-se o fato estilizado de que as variações no emprego nas empresas é substancialmente heterogêneo e apresenta uma dinâmica diferente do comportamento do emprego agregado (DAVIS; HALTIWANGER, 1999)². No Brasil, Ribeiro et al. (2004) identificaram que cerca de um terço do emprego industrial em cada ano cresce ou diminui nas empresas, cuja variação líquida agregada é de menos de cinco pontos percentuais. Ao mesmo tempo, vários estudos identificaram que quase toda a realocação de emprego na economia se dá dentro de grupos de empresa bem limitados, ao invés de caracterizar-se por mudanças entre setores. Para Hamermesh e Pfann (1996a) estes fatos têm implicações na compreensão dos efeitos de mudanças nos determinantes do emprego. Para entender melhor o efeito de mudanças

¹ Para melhor compreensão desse processo, ver Azevedo e Toneto Júnior (2001).

² Ao realizar estudos sobre variações no emprego ao nível de empresas para os Estados Unidos, Davis e Haltiwanger (1999), constataram que durante os períodos de expansão do emprego havia muitas empresas que estavam reduzindo o emprego, e vice-versa nos períodos de recessão.

estruturais, tecnológicas e conjunturais no emprego industrial, além de servir de base e simulações de efeitos de políticas, como variações no custo do trabalho o mecanismo mais usado é a estimação de uma função de demanda por trabalho (Barros, Gonzaga e Corseuil, 2001). Todavia esse mecanismo apresenta sempre uma hipótese para estrutura de ajustamentos no tempo, que não parece compatível com a heterogeneidade intrasetorial encontrada. Mas o que leva as firmas a não responderem da mesma forma a essas mudanças? Uma resposta à indagação pode ser encontrada em Hamermesh e Pfann (1996a, p. 1264) "...because the firm must incur adjustment costs that are inherent in the act of changing the amount of the input used [...]".

Por custos de ajustamentos entendem-se aqueles custos oriundos de 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. Na teoria econômica, a representação analítica desses custos tem sido feita por meio de uma função de custos de ajustamento. A mais usual possui a forma quadrática e simétrica, embora estudos mais recentes tenham empregado uma forma quadrática e assimétrica. A primeira admite que os custos de ajustamento na contratação são semelhantes aos da demissão, ao passo que a segunda supõe que esse custos sejam diferentes. Independentemente da existência ou não de simetria, essas funções pressupõem que o padrão de ajuste da mão-de-obra é contínuo, suave e sem movimentos bruscos. 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 adotadas em diversos estudos. 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.

Os modelos dinâmicos de demanda por trabalho incorporam na análise os custos de ajustamentos da mão-de-obra. Normalmente, supõe-se uma função de custos de ajustamento e, a partir disso, estima-se a equação de Euler ou uma equação final que foi obtida após resolver o problema de maximização de lucros (ou minimização de uma função de custos) da firma. Ao proceder dessa forma, admite-se o conhecimento *a priori* do tipo de função de custos de ajustamento. Inúmeros estudos encontrados na literatura mostram que não existe um consenso com relação à melhor representação analítica e

empírica. Apenas se observa que a forma quadrática e simétrica vem sendo aos poucos abandonada³.

Ao invés de focar forma 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 para verificar se os custos de ajustamento são convexos ou não-convexos. A convexidade é caracterizada por ajustes frequentes, porém com variações no emprego diluídas ao longo do tempo, ao passo que os custos de ajustamentos são não-convexos se os ajustamentos são raros 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.

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 ajustamento⁴. Os resultados mostram que modelos de demanda por trabalho não linear, que correspondem à estrutura de custos de ajustamento não-convexa, ajustam-se melhor aos dados em nível micro. Destaca-se Hamermesh (1989, 1990 e 1992), que examinou dados mensais de firmas individuais no nível da planta, 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. Contudo, “It is unclear from this growing literature whether there is one particular nonconvex or asymmetric specification that describes adjustment of employment demand best”. (HAMERMESH; PFANN, 1996a, p. 1279).

No Brasil, nos estudos de Estevão (1991), Pereira e Gonzaga (1998), Meyer (1998), Ambrózio (1999), Magnusson (2000) e Gonzaga e Corseuil (2001), admitiu-se uma função de custos de ajustamento *a priori* e para as evidências empíricas, utilizou-se o emprego agregado de diferentes bases de dados. Dada a ausência de evidências ou estudos em que considerem a possibilidade de especificações alternativas para os custos

³ Para uma boa resenha da literatura empírica, ver Hamermesh (1993) e Hamermesh e Pfann (1996a).

⁴ Como exemplo, Gonzaga (1993) apresentou um modelo com custos de ajustamento lineares no qual, após impor algumas restrições, o resultado final é um modelo de ajustamento parcial da demanda por trabalho.

de ajustamento ou para a estrutura de custos de ajustamentos com o uso de dados no nível de empresas, não é possível identificar se as estruturas de custos possuem um padrão convexo ou não-convexo. A considerar que, este tipo de estudo não pode ser levado a cabo com séries agregadas de emprego, faz-se necessário o uso de uma base de dados em nível de firmas, para que a agregação não altere a identificação do padrão dos custos de ajustamento das empresas e proporcione uma contribuição aos estudos sobre a demanda dinâmica por trabalho, que no Brasil ainda são inexistentes. Assim, o presente estudo tem como propósito fazer uma análise empírica da estrutura dos custos de ajustamento do emprego em indústrias no Brasil, a partir de dados microeconômicos de empresas industriais do Rio Grande do Sul, fazendo uso de uma metodologia semi-paramétrica de flutuação do emprego industrial que compreendem a modelos de sobrevivência e matrizes de transição para diferenciar se os custos são convexas ou não e de um modelo paramétrico de demanda por emprego usual, no qual custos de ajustamento quadrático e linear são considerados como casos particulares.

Os resultados mostram que os modelos semi-paramétrico sugerem que os custos de ajustamento não-convexos têm mais apoio nos dados e que, o modelo dinâmico 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. Isso fica evidente a partir do momento em que os resultados do modelo geral, o qual contempla os custos de ajustamento quadrático e fixo, demonstram a necessidade de incorporar ambos os custos.

De forma a sistematizar a exposição, no Capítulo 2 apresenta uma visão geral dos modelos dinâmicos de demanda por trabalho em termos teóricos e empíricos. No capítulo 3 investiga-se se a estrutura de custos de ajustamentos da indústria de transformação do Rio Grande do Sul é convexa ou não-convexa com o uso de uma matriz de transição e de modelos de duração do ajustamento do emprego para o período de 1991 a 2004. No quarto e último capítulo são apresentados os resultados para a estimação do modelo dinâmico de demanda por trabalho, seja para uma versão em que se admitem custos de ajustamentos quadráticos simétricos, seja para o modelo geral proposto por Hamermesh (1992). E, finalmente, as conclusões são expostas.

2 MENSURANDO CUSTOS DE AJUSTAMENTOS

2.1 Introdução

A literatura sobre modelos dinâmicos de demanda por trabalho é extensa¹. Os estudos foram realizados levando em conta diferentes funções de custos de ajustamentos, ao passo que outros investigaram ajustamento em relação a diferentes tipos de trabalho e problemas de agregação. Entre esses estudos encontram-se ainda aqueles em que a principal preocupação estava no aprimoramento das técnicas econométricas, seja considerando a hipótese de previsibilidade perfeita (*foresight*), seja supondo que expectativas são racionais. Com base nisso pode-se dizer que a literatura sobre o tema pode ser resenhada levando em conta as funções de custos de ajustamentos, o tipo de trabalhador ou, ainda, o aprimoramento dos métodos econométricos. O critério adotado nesta revisão primou pela diferenciação entre as questões teóricas e os procedimentos econométricos utilizados nos estudos empíricos.

Assim, a seguir, apresentam-se uma revisão para os modelos teóricos, tentando respeitar a cronologia dos modelos estudados, alguns estudos empíricos encontrados na literatura e aqueles realizados para o Brasil. Vale destacar que será dada importância para os modelos que assumiram a hipótese de expectativas racionais, ou seja, modelos em que a firma define uma trajetória para as condições de demanda com base num conjunto de informações, a partir do qual escolhe seqüências futuras do emprego que maximizam intertemporalmente os lucros da firma, o que equivale a admitir que as condições de mercado das firmas são dadas por um processo estocástico. Diferencia-se da hipótese de previsibilidade perfeita (*foresight*), admitida em inúmeros modelos apresentados na literatura sobre o tema, a qual advoga que a firma possui total conhecimento dos valores futuros, podendo determinar com exatidão as trajetórias ótimas do emprego².

¹ Para uma boa resenha ver Hamermesh (1993) e Hamermesh e Pfann (1996a).

² Para a simples diferenciação supor expectativas racionais equivale ao uso de um modelo estocástico, ao passo que previsibilidade perfeita se reduz a um modelo determinístico.

2.2 Custos de ajustamento: uma perspectiva teórica

Na literatura econômica, os modelos estáticos de demanda por trabalho supõem que a firma pode contratar e demitir trabalhadores sem incorrer em custos significativos. Contudo, a realidade é bem diferente, já que as firmas quando se deparam com alterações nas condições de demanda não ajustam imediatamente o seu nível de emprego. Isso se deve aos custos que são oriundos de variações na quantidade de mão-de-obra. Esse aspecto passou a ter relevância a partir do estudo de Oi (1962), no qual o fator trabalho foi considerado um insumo quase-fixo devido à existência de custos de ajustamento, os quais tem sua origem nas alterações da quantidade de mão-de-obra empregada da firma^{3 4}. De um modo geral os custos de contratação envolvem os custos da firma em anunciar as vagas disponíveis, entrevistar e selecionar os candidatos e treinar os trabalhadores; ao passo que, os custos de demissão normalmente estão previsto em lei, como aviso prévio e demais indenizações.

Segundo Camargo (1996) os custos de ajustar dependem de uma série de fatores. Um fator muito importante é a estrutura institucional que regula o comportamento do mercado de trabalho que pode ser compreendido como sendo: *i)* as normas formais e informais que determinam a estrutura do contrato de trabalho; *ii)* os incentivos criados para agentes e organizações; *iii)* os sindicatos trabalhistas e organizações patronais e; *iv)* o grau e o custo do cumprimento das normas e contratos. Há, ainda, o problema da incidência, ou seja, quem é o responsável pelo pagamento dos impostos que incidem sobre a mão-de-obra, o empregador ou o trabalhador. Por ser um aspecto de difícil mensuração, neste trabalho não estaremos preocupados em verificar o tamanho de cada uma das fontes dos custos de ajustamento, mas sim em conhecer a estrutura efetiva e economicamente incidente sobre a empresa de custos de ajustamentos do emprego, na

³ Oi (1962) apresentou algumas análises dos custos de contratação e demissão em que se verificou que os custos envolvidos eram diferentes (assimétricos). A importância desse resultado para a literatura econômica, especificamente para economia do trabalho foi esclarecer como e por que as empresas não ajustavam o nível de emprego imediatamente após alterações no ambiente econômico. Nickel (1986) apresentou explicações teóricas para este fato e buscou investigar se estas eram consistentes com as evidências empíricas. A partir desse trabalho, inúmeros estudos como de Hamermesh (1989, 1993, 1996), Pfann e Verspagen (1989), Pfann e Palm (1993), entre outros, passaram a investigar a estrutura de custos de ajustamentos, a velocidade e os métodos a serem empregados nas pesquisas, diferentes testes de funções de custos de ajustamentos, adoção de diferentes métodos e tipos de informações a serem empregados nos estudos empíricos. De qualquer maneira, abriu-se uma agenda de pesquisa sobre esse tema.

⁴ Entre os custos quase-fixos da mão-de-obra podem ser citados por Oi (1962) estão os custos de contratação e recrutamento (*hiring costs*); custos de treinamento; os custos de emprego e os custos de indenização por demissão.

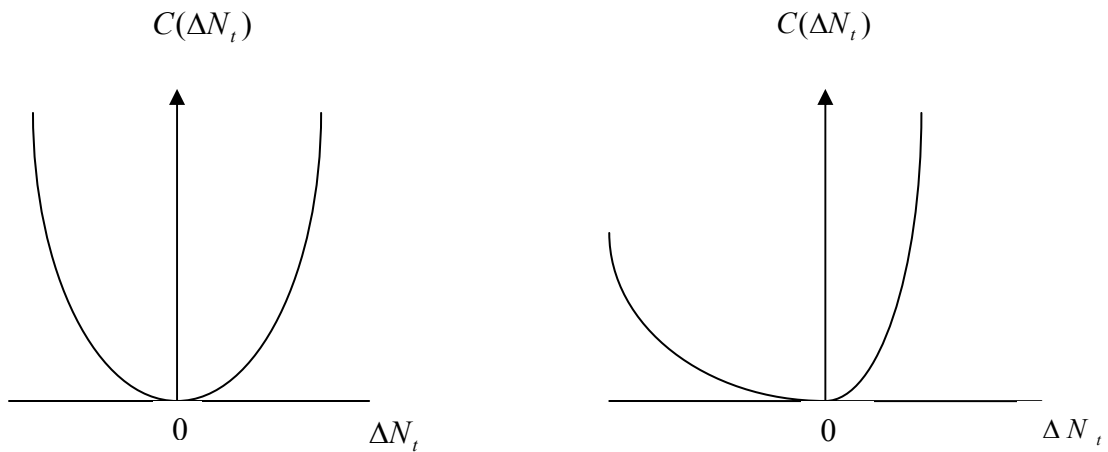
qual pode ser tipificado por algumas funções. A forma quadrática e simétrica é a mais usual, embora alguns estudos tenham empregado uma forma quadrática e assimétrica. Supõe-se que na primeira os custos de ajustamento oriundos na contratação são semelhantes aos da demissão, ao passo que a segunda esses custos são diferentes. Além disso, essas funções pressupõem que o padrão de ajuste da mão-de-obra é contínuo, suave não apresentando movimentos bruscos. Alternativamente, outras funções de custos de ajustamento mais complexas incorporam os custos fixos (*lumpy costs*) ou lineares (*piecewise costs*), as quais vêm sendo adotadas em diversos estudos. 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.

Após essa breve descrição das funções de custo de ajustamentos que podem ser encontradas na literatura, uma representação gráfica dessas funções pode ser útil para um melhor entendimento da diferença entre os ajustamentos. Porém, antes é necessário considerar que, recentemente, estudos como os de Caballero, Engel e Haltiwanger (1997) e Cooper e Willis (2001), entre outros, passaram a empregar uma dicotomia mais geral para designar o tipo de custos de ajustamentos. Tais estudos assumiram que os custos de ajustamento quadrático simétrico ou assimétrico podem ser considerados como custos de ajustamento convexo, ao passo que os custos lineares *piecewise* e fixo (*lumpy*) deveriam ser representados por custos de ajustamentos não-convexos. A diferença fundamental entre esses dois tipos de custos de ajustamentos estaria condicionada à continuidade ou não do ajustamento do emprego. De modo geral, essa dicotomia se deve ao fato de que a convexidade caracteriza-se nas situações em que ocorre um ajuste gradual, suave e, sobretudo, contínuo do emprego; já a não-convexidade ocorre em situações em que o ajuste do emprego apresenta movimento brusco e descontínuo. Certamente, verificar qual das funções de custos de ajustamentos melhor se ajusta é equivalente a tentar saber se a estrutura de custos é convexa ou não-convexa.

A Figura 1a exibe o comportamento para uma função de custos de ajustamento convexa. A simetria em torno de $\Delta N_t = 0$ indica que, para uma dada variação no emprego, o custo marginal de aumentar N_t é igual ao custo de uma redução da mesma proporção em N_t . Como pode ser visto na Figura 1b, admite-se a assimetria, na qual os custos de $\Delta N_t > 0$ excedem os $\Delta N_t < 0$ e o custo marginal de aumentar N_t é diferente

do de uma redução em N_t . A principal implicação está presente na velocidade de ajustamento que se mostra diferente.

Figura 1: Estrutura de custos de ajustamentos convexa

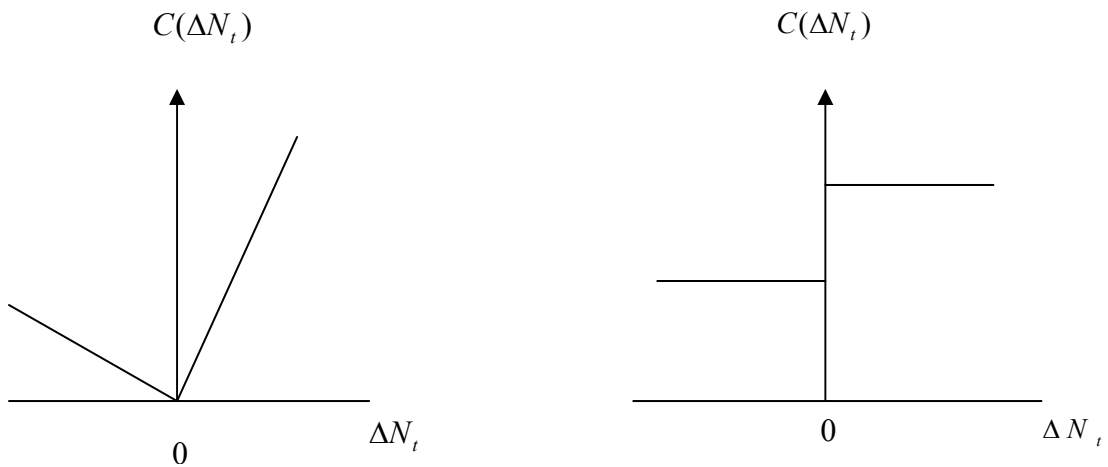


1.a: Quadrática Simétrica

1.b: Quadrática Assimétrica

Fonte: Hamermesh e Pfann (1996a).

Figura 2: Estrutura de custos de ajustamentos não convexa



2.a: Linear

2.b: Fixos (*Lumpy*)

Fonte: Hamermesh e Pfann (1996a).

A Figura 2c ilustra a situação em que os custos de ajustamento são não convexos. A função de custos de ajustamentos é linear e os custos associados a mudanças positivas no emprego excedem as negativas (admite-se que os custos de

contratação e demissão são diferentes, ou seja, admite-se a assimetria). Por menor que seja uma variação em N_t , induz a custos positivos, porém o custo marginal de um ajustamento é constante, exceto quando $\Delta N_t = 0$, ponto em que não está definido. A Figura 2d ilustra quando a função de custos de ajustamentos é fixo (ou seja, *lumpy*). A descontinuidade observada sugere que as empresas que pertencem a essa categoria ajustam o seu nível de emprego toda vez que ocorre um grande choque ou uma série de pequenos choques com o mesmo sinal. A alteração deverá ser suficientemente grande para evitar novas alterações no nível de emprego.

2.2.1 Modelo Geral

É difícil descrever os modelos dinâmicos de demanda por trabalho sem fazer algumas suposições. Por isso, nesta subseção, apresenta-se um modelo geral em que a condição de primeira ordem, a equação de Euler, é derivada após algumas suposições acerca da função de produção ou sobre o estoque de capital. Supõe-se (i) que as expectativas são formadas racionalmente⁵, em que $E_t\{\bullet\} = E_t\{\bullet|\Omega_t\}$ é o conjunto de informação disponível no tempo t ; (ii) a firma é tomadora de preços em todos os mercados em que opera; (iii) o insumo trabalho é homogêneo e o único que apresenta custos de ajustamento. Por simplicidade, a função utilizada descreve os custos de ajustar o número de trabalhadores. Uma extensão poderia ser apresentada com incorporação dos ajustamentos nas horas trabalhadas⁶.

Um modelo de demanda por trabalho pode ser derivado de um problema de maximização de lucros da firma em tempo discreto, dado por:

$$\text{Max } E_t \sum_{i=0}^{\infty} \{ [p_{t+i} Y_{t+i} - c_{t+i} K_{t+i} - w_{t+i} N_{t+i} - CA(\Delta N_{t+i}, \Delta K_{t+i})][1 + \rho]^{-i} \} \quad (1)$$

$$\text{s.a. } Y_{t+i} = g(K_{t+i}, N_{t+i}) \quad (2)$$

onde Y_{t+i} é a produção; c_t é o custo de uso do capital; p_t é o preço do produto; ρ é uma taxa de desconto; K_t é o estoque de capital; w_t é o salário; N_t é o número de

⁵ Na literatura podem ser encontrados modelos em que a hipótese de expectativas estáticas ou previsibilidade perfeita (*foresight*) são utilizadas. Para tanto, ver Hamermesh (1993).

⁶ Para uma revisão sobre custos de ajustamento que incorporam horas trabalhadas ver Hamermesh (1993), Hogan e Ragan (1995) e Pereira e Gonzaga (1998).

trabalhadores. A partir das equações (1) e (2) diferentes especificações de modelos dinâmicos de demanda por trabalho podem ser encontradas, dependendo das hipóteses admitidas sobre a produção, sobre o estoque de capital, sobre a função de produção, sobre os custos de ajustamento (CA) e tipos de trabalho⁷. Por exemplo, supondo que a firma minimiza custos sujeitos a uma função de produção f e que a função de custos de ajustamento seja contínua, o problema de minimização de custos da firma seria dado por:

$$\text{Min } E_t \sum_{i=0}^{\infty} \{ [c_{t+i}K_{t+i} + w_{t+i}N_{t+i} + CA(\Delta N_{t+i}, \Delta K_{t+i})][1 + \rho]^{-i} \} \quad (3)$$

$$\text{s.a. } Y_{t+i} = f(K_{t+i}, N_{t+i}) \quad (4)$$

com as equações (3) e (4) é montado um Lagrange e derivadas as condições de primeira ordem, ou seja, a equação de Euler na forma:

$$E_t \left(\lambda_{t+i} \frac{\partial f}{\partial N_{t+i}} + w_{t+i} + \frac{\partial AC}{\partial N_{t+i}} - \frac{\partial AC}{\partial N_{t+i}} \frac{1}{1 + \rho} \right) = 0. \quad (5)$$

Uma solução fechada para a equação de Euler é possível após fazer-se uma aproximação linear, uma vez que a equação é não-linear em N_t . Assumindo que a firma não está condicionada a uma função de produção, mas que o estoque de capital é predeterminado, pode-se encontrar uma segunda especificação do problema de maximização da firma que é muito comum na literatura sobre demanda por trabalho:

$$\text{Max } E_t \sum_{i=0}^{\infty} \{ [p_{t+i}Y_{t+i} - w_{t+i}N_{t+i} - AC(\Delta N_{t+i})][1 + \rho]^{-i} \} \quad (6)$$

onde $Y_{t+i} = g(K_{t+i}, N_{t+i})$. A equação de Euler é obtida na derivação da equação acima com respeito ao fator trabalho:

⁷ No que diz respeito ao tipo de trabalho, pode ser classificado em qualificado ou não qualificado, trabalhador com contrato fixo ou temporário, trabalhador alocado na produção ou alocado fora da produção.

$$E_t \left(p_{t+i} \frac{\partial Y}{\partial N_{t+i}} - w_{t+i} - \frac{\partial AC}{\partial N_{t+i}} + \frac{\partial AC}{\partial N_{t+i}} \frac{1}{1+\rho} \right) = 0. \quad (7)$$

As equações (5) e (7) expressam dois exemplos de diferentes especificações para demanda de trabalho dinâmica. Assumindo que as firmas operam em mercado em concorrência monopolística, ou que optam por ajustar horas, ou, ainda, que existem diferenças no tipo de trabalho, outras equações de Euler poderiam ser derivadas.

Como pode ser observado, nenhuma hipótese foi imposta sobre os custos de ajustamentos, mas na literatura econômica a hipótese de custos quadráticos tem sido adotada com muita frequência, permitindo que equações de demanda por trabalho dinâmica sejam derivadas e testadas. Nesses modelos, geralmente o nível atual de emprego pode ser expresso como uma função da produção, dos custos de fatores, do estoque de capital instalado, entre outras variáveis. De qualquer forma, esses modelos são a base dos modelos dinâmicos de demanda por trabalho. A seguir serão apresentados mais detalhadamente os modelos que podem ser derivados sobre diferentes pressupostos para a função de custos de ajustamentos.

2.2.1.1 Custos de ajustamentos quadráticos (simétricos)

Por conveniência uma série de estudos postula que os custos de ajustamentos possuem a forma quadrática e simétrica⁸. Embora pareça pouco realista supor simetria em torno de $\Delta N = 0$, a adoção desse tipo de custos faz-se necessária para derivar uma solução fechada na forma de um modelo de ajustamento parcial para a demanda por trabalho⁹. Como exemplo considere-se que o valor presente descontado do fluxo esperado de lucros da firma para cada período seja dado por:

$$\Pi_t = E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} [F(A_{t+i}, N_{t+i}) - w_{t+i} N_{t+i} - \frac{b}{2} (\Delta N_{t+i})^2] [1 + \rho_{t+i}]^{-1} \right\} \quad (8)$$

⁸ Decorre desse tipo de custos que, para uma dada variação no emprego, os custos relacionados à contratação de novos trabalhadores serão os mesmos apresentados na situação de demissão.

⁹ Sargent (1978) derivou um modelo de ajustamento parcial de demanda por trabalho dinâmico como uma solução fechada do problema de maximização da firma. Outro exemplo pode ser obtido em Sargent (1986).

onde $AC(\Delta N)^2 = \frac{b}{2}(N_t - N_{t-1})^2$ uma função de custos de ajustamento quadrática, convexa, continuamente diferenciável e simétrica em torno de $\Delta N = 0$. Supondo-se que a função de produção da firma seja dada por $F(A_t, N_t)$, em que $A_t > 0$ é uma variável aleatória que representa choques de produtividade ou choques nos preços de venda, ou representa as condições de demanda da firma e que a produção é estritamente côncava com relação ao emprego. Diferenciando a equação (8) com relação a N_t , a condição de primeira ordem é dada por:

$$F_{N_t}(A_{t+i}, N_{t+i}) = w_{t+i} - b(N_t - N_{t-1}) - \frac{b}{1 + \rho} E_t(N_{t+1} - N_t). \quad (9)$$

A expressão (9) é a equação de Euler que determina a trajetória ótima para o emprego, sendo descrita por uma equação em diferenças de segunda ordem, em que o emprego em t , N_t , depende do emprego defasado N_{t-1} e do emprego esperado $E_t N_{t+1}$. Ao supor expectativas racionais, admite-se que a firma conhece que o nível futuro do emprego N_{t+1} é dado pela relação (9) aplicada a uma data $(t+1)$. Dessa forma, o emprego, N_t , será uma função do emprego N_{t-1} e das expectativas realizadas em t sobre todos os futuros choques A_{t+i} , $i \geq 1$. Se a função de produção possui a forma:

$$F(A_{t+i}, N_{t+i}) = A_{t+i} N_{t+i} - \frac{B}{2} N_{t+i}^2 \quad (10)$$

em que $B > 0$, a equação (9) pode ser descrita como:

$$a_0 E_t N_{t+1} - N_t + a_1 N_{t-1} + a_t = 0 \quad (11)$$

onde $a_0 = \frac{b}{(B+b)(1+\rho)+b}$, $a_1 = (1+\rho)a_0$ e $a_t = \frac{(A_t - w_t)a_1}{b}$.

Uma solução para a equação (11) pode se encontrada por meio do método de coeficientes a determinar¹⁰. Aplicando esse método, a solução definitiva para a expressão (11) é dada por:

¹⁰ Para uma boa revisão do Método de coeficientes a determinar ver Sargent (1986) e Blanchard e Fisher (1989).

$$N_t = \lambda N_{t-1} + \mu_0 \sum_{i=0}^{\infty} (a_0 \mu_0)^i E_t a_{t+i} \quad (12)$$

onde $E_t a_{t+i}$ não é observável, mas, na hipótese de expectativas racionais, pode ser substituído em t por valores previstos, considerando um processo estocástico. Para fins de ilustração, considere-se o a_t como sendo gerado por um processo AR(1), ou:

$$a_t = \alpha a_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

onde ε_t é um ruído branco e $0 < \alpha < 1$. Então:

$$E_t a_{t+i} = \alpha^i a_t$$

e a equação (12) passa a ser dada por:

$$N_t = \lambda N_{t-1} + \frac{\mu_0}{1 - \alpha(a_0 \mu_0)} \quad (14)$$

A expressão (14) pode ser utilizada para estimar a demanda por trabalho dinâmica e fornecer a velocidade de ajustamento do emprego. Versões na forma contínua da equação (11) e (14) têm sido freqüentemente utilizadas nos estudos empíricos de Hamermesh (1993) e Pfann e Verspagem (1989), entre outros.

Outra estratégia comum na literatura para derivar a equação de demanda por trabalho é o uso do modelo linear-quadrático, em que a firma toma a decisão entre permanecer fora do ponto de equilíbrio de longo prazo ou atingir esse equilíbrio a custos de um ajustamento mais rápido e dispendioso. A trajetória intertemporal para a variável de controle é escolhida de forma a minimizar uma função de perda, em geral representada pela soma de funções quadráticas. O modelo é aplicado no caso de uma firma que determina trajetórias ótimas para as quantidades dos insumos a serem utilizados na produção de um bem.

Considere-se uma função de perda quadrática dada pela soma dos custos quadráticos de ajustamentos e dos custos de permanecer fora do equilíbrio de longo prazo aplicado ao emprego. O problema da firma é:

$$\text{Min } E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[(N_{t+i} - N_{t+i}^*)^2 + a(N_{t+i} - N_{t+i-1})^2 \right] \quad (15)$$

Onde $0 < \beta < 1$ é a taxa de desconto intertemporal; E_t é o operador de expectativas condicionado a toda informação disponível no instante t ; $a > 0$ é o fator que determina a importância relativa dos custos de permanecer fora do equilíbrio. Assim, o problema da firma é minimizar o valor presente do seu fluxo esperado de perdas futuras.

Diferenciando (15) com relação N_t , obtém-se a equação de Euler para o emprego:

$$E_t N_{t+1} - \frac{\Gamma}{\beta} N_t + \frac{1}{\beta} N_{t-1} = -\frac{\delta}{\beta} N_t^* \quad (16)$$

onde $\delta = a^{-1}$, $\Gamma = 1 + \delta + \beta$. A equação (16) é um polinômio característico para o emprego. O polinômio possui raízes reais e distintas. Reescrevendo (16) na forma:

$$(1 - \lambda_1 L)(1 - \lambda_2 L) E_t N_{t+1} = -\frac{\delta}{\beta} N_t^* \quad (17)$$

onde $\lambda_1 + \lambda_2 = \frac{\Gamma}{\beta}$ e $\lambda_1 \lambda_2 = \frac{1}{\beta}$. O polinômio possui raízes positivas e, como

$(1 - \lambda_1)(1 - \lambda_2) = -\frac{\delta}{\beta} < 0$, uma das raízes é maior e a outra, menor que a unidade,

$\lambda_1 < 1 < \lambda_2 = \frac{1}{\beta \lambda_1}$. Ao contrário da variável N_t o nível-meta de emprego N_t^* não é

observável. Assim, considera-se que a meta relaciona-se linearmente com uma variável estritamente exógena. Supõe-se que ela depende das condições de demanda de mercado em que a firma vende seu produto, podendo ser descrito por:

$$N_t^* = \alpha Z_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

onde Z_t são as condições de demanda, α representa as relações desejadas entre N_t e Z_t e ε_t são erros *White-noise*. Considere que a variável Z_t segue um passeio aleatório para fins de ilustração:

$$Z_t = Z_{t-1} + e_t \quad (19)$$

onde e_t é um termo *White-noise* e Z_t possui uma tendência estocástica. Substituindo (18) em (17) e considerando que $\delta\lambda_1 = (1 - \lambda_1)(1 - \lambda_2\beta)$, $0 < \lambda_1 < 1$, $E_t\varepsilon_{t+i} = 0$, $\forall i > 0$ e $E_t\varepsilon_t = \varepsilon_t$ e que (19) implica $E_tZ_{t+i} = Z_t$, $\forall i > 0$, obtém-se a demanda dinâmica por emprego acrescidas de termos estocásticos:

$$N_t = \lambda_1 N_{t-1} + (1 - \lambda_1)\alpha Z_t + (1 - \lambda_1)(1 - \lambda_1\beta)\varepsilon_t. \quad (20)$$

A equação (20) pode ser utilizada na estimação da demanda por trabalho. Como pode ser visto, ela não requer nenhuma informação futura para ser estimada. Contudo, existe a possibilidade de que Z_t não seja descrito por um processo AR (1), mas, sim, por um processo AR de ordem maior. De qualquer forma, as informações sobre as condições do mercado tornam-se imprescindíveis na estimação da demanda dinâmica por trabalho. O produto industrial, as vendas totais e o custo salarial são exemplos de variáveis que podem ser inseridas dentro do vetor Z_t .

As expressões (14) e (19) são soluções fechadas que representam a demanda por trabalho dinâmico e foram derivadas com base na hipótese de que os custos de ajustamentos são quadráticos e simétricos. Mas, até que ponto assumir que, para uma dada variação no emprego, os custos relacionados com os custos envolvidos na contratação de um trabalhador serão os mesmos observados na demissão? Será que legislação trabalhista e a existência de sindicatos não contribuem para a existência de diferenças? Talvez o comportamento de algumas firmas possa ser descrito por custos de ajustamento quadrático simétrico. Porém, pode existir um conjunto de microdados em que o pressuposto padrão não seja este. Segundo Nickel (1986), não existem razões para que a função de custos de ajustamentos seja simétrica. Burgess (1988), após estudar o comportamento do emprego no Reino Unido, encontrou evidências de que a legislação vigente no mercado de trabalho e o poder dos sindicatos afetavam os custos de demissão. Nesse sentido, as assimetrias nos custos de ajustamento parecem ser um aspecto inerente do mercado de trabalho, tendo origem nas suas regulamentações. Segundo Bresson, Kramarz e Sevestre (1993), com o desenvolvimento da abordagem dos Métodos Generalizados dos Momentos (MGM) a estimação de modelos que não possuem a forma fechada tornou-se comum e a suposição de simetria deixou de ser a

única a permitir a implementação de testes empíricos para a demanda dinâmica por trabalho.

2.2.1.2 Custos de ajustamento quadráticos (assimétricos)

De um modo geral, a trajetória dos custos de ajustamento quadrático assimétrico vai diferir daquela sob o regime simétrico, e as implicações estão presentes na velocidade do ajuste para um novo nível de equilíbrio. Um modelo para a demanda por trabalho dinâmico é apresentado em Pfann e Verspagen (1989)¹¹¹². Embora tenham admitido custos de ajustamento quadrático, sugeriram a inclusão da hipótese de assimetria entre as situações de contratação e demissão de trabalhadores. Por ser uma função mais geral, a forma quadrática tornar-se-ia um caso especial, como pode ser observado na seguinte expressão:

$$c(\Delta N) = \alpha - \beta\Delta N + \gamma(\Delta N)^2 + \exp(\delta\Delta N) - 1 \quad (21)$$

onde: α , β , e δ são parâmetros; c são os custos e ΔN é o número de trabalhadores contratados ou demitidos num período. Analiticamente, os custos de ajustamentos serão quadráticos quando $\alpha = \beta = \delta = 0$ e $\gamma > 0$. Ao impor que $\alpha = 0$ e $\beta = \delta$, obtém-se a seguinte função:

$$c(\Delta N) = -\beta\Delta N + \gamma(\Delta N)^2 + \exp(\beta\Delta N) - 1 \quad (22)$$

onde a expressão (22) é uma versão restrita da equação (21) e os custos de ajustamentos não são simétricos quando $\beta \neq 0$. Se o custo marginal de um ajustamento positivo é maior do que um custo de ajustamento negativo, então $\beta > 0$. Ao substituir essa função de custos em (8), deriva-se uma equação não-linear que pode ser estimada diretamente via Métodos Generalizado dos Momentos (MGM).

¹¹ Em Hamermesh (1993) são apresentados estudos anteriores ao de Pfann e Verspagen (1989), porém a importância desse estudo está associada ao uso de microdados para analisar o problema de custos de ajustamentos assimétricos.

¹² Nesse estudo os autores partiram do uso de entrevistas a administradores de recursos humanos das seis maiores indústrias no setor manufatureiro holandês, visando ter uma idéia melhor da estrutura de custos de ajustamentos na prática. As entrevistas tinham o objetivo de verificar as decisões das firmas ao mudar sua força de trabalho e os custos que se originavam dessas mudanças.

De um modo geral, o estudo de Pfann e Verspagen (1989) não representa a única forma de tratar de assimetrias nos custos de ajustamentos. Considerando que eles empregaram a hipótese de trabalhadores homogêneos, a existência de assimetria estava relacionada aos custos de contratação e demissão desses trabalhadores. Pfann e Palm (1993) apresentaram um estudo levando em conta que o pressuposto de homogeneidade¹³ dos trabalhadores seria inapropriado e deveria levar a inferências errôneas se os ajustamentos dinâmicos entre o trabalho e insumos se mostram diferentes, tomando o caso do setor manufatureiro do Reino Unido e dos Países Baixos. O modelo partiu de uma firma representativa, que maximiza o valor presente dos lucros esperados para um horizonte infinito com respeito ao emprego. Em cada período a firma possui um plano de contingência para n tipos de trabalho¹⁴ N_{it} , $i = 1, \dots, n$, condicionado ao estoque de capital predeterminado, salários reais e estoque de informação disponível. Assim, o produto marginal (PM) do trabalho i no tempo t é:

$$PM(N_{it}) = \delta_i - \sum_{j=1}^{n=2} \lambda_{ij} N_{jt} - \kappa_i K_t + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

onde δ_i , λ_i , e κ_i são parâmetros; K_t é o estoque de capital da firma em t ; ε_{it} representa o impacto no processo de otimização de choques aleatórios. A especificação dos custos de ajustamentos assimétricos (CAA_i) para trabalho proposta por Pfann e Verspagen (1989) é uma forma funcional mais geral que permite diferenças entre contratação e demissão, sendo dada por:

$$CAA_i(\Delta N_{it}) = -1 + \exp(\beta_i \Delta N_{it}) - \beta_i \Delta N_{it} + \frac{1}{2} \gamma_i (\Delta N_{it})^2 \quad (24)$$

onde β_i e γ_i são parâmetros. O parâmetro β_i mede a diferença entre os custos de contratação e de demissão. Merece destaque que a forma de custos de ajustamentos quadráticos é aninhada na equação (24). Pfann e Palm (1993) generalizam a equação

¹³ A principal contribuição deste trabalho encontra-se na tentativa de verificar a validade da hipótese homogeneidade da mão-de-obra, freqüentemente utilizada nos modelos de demanda por trabalho, ou seja, serão os custos de ajustamentos entre trabalhadores alocados na produção diferentes daqueles alocados na parte administrativa da firma? Nesse sentido, a assimetria se dá não apenas entre contratação e demissão, mas também entre as categorias utilizadas.

¹⁴ Diferentemente de Jaramillo, Schiantarelli e Sembenelli (1993), que verificaram a existência de assimetria entre as contratações e demissões, Pfann e Palm (1993) estavam interessados em buscar evidências para assimetrias entre tipos diferentes de trabalhadores.

(23) assumindo que os custos ajustamentos CAA_i dependem dos termos interativos $\Delta N_{it}\Delta N_{jt}$, $j \neq i$. Os custos de ajustamentos marginais assimétricos podem ser expressos por:

$$CMA_i(\Delta N_{it}) = \beta_i[\exp(\beta_i \Delta N_{it}) - 1] + \gamma_i \Delta N_{it} \quad (25)$$

Na equação (25) assume-se que os custos de ajustamentos são minimizados quando as mudanças líquidas no emprego são zero, $\Delta N_t = 0$. Assim, a firma busca maximizar o valor presente real dos lucros esperados no contexto de um horizonte infinito dada toda informação disponível e avaliável. Portanto, a firma escolhe o nível de emprego que satisfaz às condições de Euler, dadas por:

$$PM(N_{it}) - CMA_i(\Delta N_{it}) - W_{it} + \tau E[CMA_i(\Delta N_{it+1} | \Omega)] = 0 \quad (26)$$

onde W_{it} é o custo do salário real por trabalhador; τ é uma taxa real de desconto e Ω_t é o conjunto de informação disponível para a firma no tempo t . Trata-se de um modelo sem solução fechada, no qual a equação acima define a política de emprego da firma em que as decisões correntes são baseadas em futuras expectativas não observadas.

Recentemente, Alonso-Borrego (1998) apresentou um modelo dinâmico para demanda de insumos de trabalho em que considerou a existência de três tipos de trabalho. Partiu-se de um problema de maximização do valor esperado dos fluxos descontados de lucros reais correntes e futuros. Em cada período t , a firma escolhe insumos na forma de trabalhadores permanentes não produção (N_t^1), permanente produção (N_t^2) e trabalhadores temporários (N_t^3) e utiliza capital K_t . O problema de maximização da firma em tempo discreto é dado por:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \rho_{t+s} \left[F(N_{t+s}, K_{t+s}) - CA(N_{t+s}, N_{t+s-1}) - \sum_{j=1}^3 W_{t+s}^j N_{t+s}^j \right] \quad (27)$$

onde $E_t = E[\cdot | \Omega_t]$ é a esperança matemática dado o conjunto de informações avaliado pela firma quando escolhe o insumo trabalho no período t ; $F(\cdot)$ é a função de produção de que depende o vetor de insumos; $N_t = (N_t^1, N_t^2, N_t^3)'$, K_t é o estoque de capital; W_t^j

é o salário real pago ao insumo j , (N_t^j); CA é a função de custos de ajustamentos definida na forma de taxa de crescimento do insumo trabalho, isto é, $CA(N_t, N_{t-1}) = CA(\Delta \ln N_t)$. Resolvendo o problema de maximização para (N_t^j), $j=1, 2, 3$, obtém-se a condição de Euler para cada insumo j :

$$E_t \left[\frac{\partial F_t}{\partial N_t^j} - W_t^j - \frac{1}{N} \left(\frac{\partial CA(\Delta \ln N_t)}{\partial \Delta \ln N_t^j} - \rho_{t+1} \frac{\partial CA(\Delta \ln N_{t+1})}{\partial \Delta \ln N_{t+1}} \right) \right] = 0 \quad (28)$$

A hipótese de assimetria entre os custos de contratação e de demissão foi considerada da forma que os custos de ajustamentos para uma variação positiva podem diferir dos custos para uma variação negativa. Imaginando a existência de inter-relações entre os três tipos de trabalho, o modelo permitiu a possibilidade de ajustamentos cruzados entre os diferentes tipos de trabalho. Admitiu-se uma especificação empírica para custos de ajustamentos, expressa num polinomial de terceiro grau em termos de taxa de crescimento do insumo trabalho:

$$CA(\Delta \ln N_t) = \frac{1}{2} \sum_m \gamma_{mm} (\Delta \ln N_t^m)^2 + \frac{1}{3} \sum_m \delta_m (\Delta \ln N_t^m)^3 + \sum_m \sum_{s \neq m} \gamma_{ms} (\Delta \ln N_t^m) (\Delta \ln N_t^s) \quad (29)$$

onde a assimetria entre os custos de contratação e demissão surge quando $\delta_j \neq 0$ e os custos de contratação serão maiores (menores) do que custos de demissão se $\delta_j > 0$ ($\delta_j < 0$). A interação entre os ajustamentos nos diferentes insumos trabalho é captada pelo parâmetro γ_{jk} . Os efeitos das interações poderiam aparecer por causa de mudanças na composição da força de trabalho, que poderia promover efeitos de ruptura na organização do processo de produção. O impacto do coeficiente γ_{jk} seria marginal na assimetria entre custos de contratação e de demissão; o seu principal efeito estaria ocorrendo na convexidade da curvatura da função de custos de ajustamentos.

Como pôde ser visto acima, o modelo dinâmico de demanda por trabalho com a hipótese de assimetria, seja para custos de contratação e demissão para trabalhadores homogêneos, seja para diferentes tipos de trabalhadores, mostra-se mais complexo se comparado com modelos quadráticos simétricos. Isso está presente quando se observa

que a equação a ser estimada para alguns estudos está na forma de uma solução fechada, ao passo que em outros é apresentada uma equação de Euler¹⁵. Porém, independente da hipótese de custos de ajustamento quadrático, sejam eles simétricos, sejam eles assimétricos, a característica comum a eles é continuidade do processo de ajustamento. Contudo, mais recentemente, alguns estudos passaram a empregar funções que permitem a existência de descontinuidades nesse processo. Os custos de ajustamento passaram a ser definidos como linear, fixo e quadráticos. A seguir, descrevem-se os modelos que representam essa mudança no enfoque dos custos de ajustamento e que viria mais tarde evidenciar o abandono gradual do uso de funções de custos de ajustamento quadráticas (contínuas).

2.2.1.3 Custos de ajustamento *piecewise*

A utilização de custos de ajustamentos lineares foi amplamente difundida nos anos 90 com os trabalhos de Nickel (1986), Bentolila e Bertola (1990), Bertola (1990) e Saint-Paul (1991), que a empregaram com o objetivo de mensurar os ajustamentos oriundos das situações em que as firmas contratam, demitem e, às vezes, mantêm a sua força de trabalho inalterada. Esses custos assumem a seguinte forma:

$$C(\Delta N) = c_c \Delta N \text{ se } \Delta N \geq 0 \text{ e } C(\Delta N) = -c_d \Delta N \text{ se } \Delta N \leq 0, c_c > 0, c_d > 0. \quad (30)$$

Os coeficientes c_c e c_d representam o custo unitário de uma contratação e de demissão, respectivamente, e a hipótese de assimetria pode ser admitida desde que $c_c \neq c_d$. Embora Nickel (1978), Bentolila e Bertola (1990) e Bentolila e Saint-Paul (1994) tenham seus estudos amplamente citados na literatura sobre demanda dinâmica por trabalho, a seguir será apresentado o modelo de Cahuc e Zylbeberg (2004), tendo em vista tratar-se de um modelo em tempo discreto e que tem implícita a hipótese de expectativas racionais. Inicialmente, considerando que os custos de contratar e demitir influenciam o emprego, a firma deverá tomar as decisões no presente levando em conta possíveis expansões e recessões na economia¹⁶.

¹⁵ Além disso, os métodos de estimação também são diferentes, tendo em vista que estimar uma equação de Euler não-linear é diferente do procedimento empregado na estimação de uma equação fechada.

¹⁶ Considera-se que a taxa de rotatividade é baixa por conta dos significativos custos de ajustar o emprego.

Supondo a função de produção dada por $F(A, N)$, em que A e N representam um parâmetro de produtividade e o nível de emprego, respectivamente; que a firma toma decisões com base na saúde da economia, ou seja, observando os períodos de recessões (R) e de expansão (E); que o parâmetro A é uma variável aleatória e segue um processo de Poisson, assumindo dois estados denotado por A_E e A_R , com $A_E > A_R$ e $F_{AN} > 0$; que a realização de A_E representa um período expansão econômica, no qual a produtividade marginal é maior para um dado nível de emprego e a probabilidade de transição de um período A_E para um período A_R é denotado por q_E e a razão $1/q_E$ representa o tamanho médio do período de tempo que a economia se mantém no período A_E ;¹⁷ que o nível de emprego é considerado constante N_E e N_R quando a variável produtividade assume os valores A_E e A_R , respectivamente, e que; $N_E > N_R$ indica que as firmas contratam quando a economia passa de um período de A_R para A_E e que ela demite quando a economia para de A_E para A_R . O lucro esperado quando a variável produtividade é igual a A_E e A_R é dado pelas equações:

$$r\Pi_E = F(A_E, N_E) - W_E N_E + q_E[-c_d(N_E - N_R) + \Pi_R - \Pi_E] \quad (31)$$

$$r\Pi_R = F(A_R, N_R) - W_R N_R + q_R[-c_c(N_E - N_R) + \Pi_E - \Pi_R] \quad (32)$$

onde W_E e W_R é salário real para os respectivos períodos. Se o nível de emprego é igual a N_R e o período A_E sucede, a firma toma a decisão de contratar tendo em vista a maximizar o valor do seu lucro líquido esperado em relação aos custos de contratar. Assim, ela resolve o seguinte problema:

$$\underset{N_E}{Max}[\Pi_E - c_c(N_E - N_R)] \quad (33)$$

onde N_R é dado.

Por outro lado, se o número de trabalhadores iguala N_E e o estado A_R sucede, ela decide reduzir o emprego, visando maximizar o valor do seu lucro líquido em relação aos custos de demissão> Para tanto resolve o problema:

$$\underset{N_R}{Max}[\Pi_R - c_d(N_E - N_R)] \quad (34)$$

¹⁷ Essa razão pode ser tratada como uma medida de persistência do período A_E .

onde N_E é dado. As condições de primeira ordem dos dois problemas são dadas por:

$$\frac{\partial \Pi_E}{\partial N_E} = c_c \quad (35)$$

$$\frac{\partial \Pi_R}{\partial N_R} = -c_d. \quad (36)$$

A igualdade nas equações mostra que a firma aumenta sua força de trabalho a partir do momento em que o lucro marginal de uma contratação excede ao seu custo; em oposição ela demite os empregados quando o ponto em que a perda marginal devido a redução apenas cobre o custo c_d de uma demissão.

As derivadas parciais de Π_E e Π_R com respeito ao nível de emprego são dados por:

$$\frac{\partial \Pi_E}{\partial N_E} = \left(\frac{1}{r + q_E} \right) [F_N(A_E, N_E) - W_E + q_E c_d + \frac{\partial \Pi_R}{\partial N_E}] \quad (37)$$

$$\frac{\partial \Pi_R}{\partial N_R} = \left(\frac{1}{r + q_R} \right) [F_N(A_R, N_R) - W_R + q_R c_c + \frac{\partial \Pi_E}{\partial N_R}]. \quad (38)$$

Considerando as condições de otimalidade dadas por (35) e (36), o nível ótimo N_E e N_R satisfaz as seguintes equações:

$$F_N(A_E, N_E) = W_E + q_E c_d + (r + q_E) c_c \quad (39)$$

$$F_N(A_R, N_R) = W_R - q_R c_c - (r + q_R) c_d \quad (40)$$

Os valores de N_E e N_R correspondem ao nível da demanda por trabalho nos estados A_E e A_R se, e somente se, essas duas equações implicam $N_E > N_R$. Nesse caso, o emprego aumenta quando a firma passa de um período de recessão para um período de expansão, sendo o contrário quando ela passa de um período de expansão para um período de recessão e se mantém constante em todas as outras circunstâncias.

Jaramillo, Schiantarelli e Sembenelli (1993) apresentaram um modelo dinâmico de demanda por trabalho com custos de ajustamentos assimétrico para analisar as

assimetrias em relação à contratação e à demissão de trabalhadores, cuja função de custos de ajustamento era descontínua e quadrática. Contudo, diferentemente de Pfann e Verspagen (1989) e Cahuc e Zylberberg (2004) o modelo permitia obter uma solução fechada. Considere que os custos de ajustamento são quadráticos e assimétricos e podem ser representados por um modelo com mudança de regime:

$$C(X_t) = \begin{cases} \frac{\phi^c}{2} X_t^2 & \text{se } X_t > 0 \\ \frac{\phi^d}{2} X_t^2 & \text{se } X_t \leq 0 \end{cases} \quad (41)$$

onde X_t é a adição bruta para o número de trabalhadores. O modelo básico considerava a existência de trabalhadores homogêneos e de concorrência perfeita no mercado de produtos, porém poderia ser ampliado para incorporar concorrência monopolística ou especificações mais complexas para os parâmetros de custos de ajustamentos. A função objetivo da firma em tempo discreto é dada por:

$$V_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j [(f_0 + e_{t+j})N_{t+j} - \frac{f_1}{2} N_{t+j}^2 + (f_2 + v_{t+j})K_{t+j} - \frac{f_3}{2} K_{t+j}^2 + f_4 N_{t+j} K_{t+j} - w_{t+j} N_{t+j} - q_{t+j} I_{t+j} - C(X_{t+j}) - G(I_{t+j})] \quad (42)$$

onde e_t e v_t denota choque estocásticos; w_t é o salário real; q_t preço real dos bens de investimento; β o fator de desconto real; K_t é o capital e I_t é o investimento bruto. Analiticamente, se os fatores produção trabalho e capital cooperarem, f_4 deveria ser positivo. O produto marginal do capital e trabalho é decrescente, esperando-se que f_1 e f_3 sejam positivos. Se houver contratações brutas ($X_t > 0$), a equação de Euler para o emprego é dado por

$$f_0 + e_t - f_1 N_t + f_4 K_t - \phi^c X_t - w_t + \beta \theta E_t [C'(X_{t+1})] = 0 \quad (43)$$

e combinando (41) e (43) pode-se mostrar que (43) é uma condição de Euler importante

$$e_t > -f_0 - f_4 K_t + \theta f_1 N_{t-1} + w_t - \beta \theta E_t [C'(X_{t+1})] = b_t \quad (44)$$

se houve demissões ($X_t < 0$), a equação de Euler é dada por:

$$f_0 + e_t - f_1 N_t + f_4 K_t - \phi^d X_t - w_t + \beta \theta E_t[C'(X_{t+1})] = 0 \quad (45)$$

A equação (45) é uma condição de Euler importante se $e_t < b_t$. A solução fechada para as equações de Euler (43) e (45) pode ser encontrada após descrever como será tratado o termo $E_t[C'(X_{t+1})]$. Para tanto, definiram B como uma variável aleatória de modo que:

$$B_t = \phi^c D_t X_t + \phi^d (1 - D_t) X_t \quad (46)$$

onde D_t é uma variável *dummy*, de modo que para todo t temos:

$$D_t = \begin{cases} 1 & \text{se } X_t > 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (47)$$

observando que $E_t[C'(X_{t+1})] = E_t(B_{t+1})$. A expectativa de B_{t+1} pode ser substituída pelo seu valor atual. Um erro de previsão v_{t+1} é inserido e uma variável instrumental deveria ser usada na estimação. Uma solução fechada para o problema e útil para sua estimação poderia ser obtida ao se combinar (43) e (45) dentro de uma única equação. Para tanto, multiplicando (43) por D_t e (45) por $(1 - D_t)$, somando as duas expressões encontradas e depois usando (46) e (47) na equação resultante e rearranjando, obtém-se a seguinte expressão para demanda por trabalho:

$$N_t = \pi_0 + \pi_1 w_t + \pi_2 (X_t - \beta \theta X_{t+1}) + \pi_3 (D_t X_t - \beta \theta D_{t+1} X_{t+1}) + \pi_4 K_t + u_t \quad (48)$$

onde: $\pi_0 = \frac{f_0}{f_1}$; $\pi_1 = -\frac{1}{f_1}$; $\pi_2 = \frac{\phi^d}{f_1}$; $\pi_3 = \frac{\phi^d - \phi^c}{f_1}$; $\pi_4 = \frac{f_4}{f_1}$; e

$$u_t = e_t + v_{t+1}$$

A expressão (48) permite testar a existência de assimetria nos custos de ajustamentos. Por exemplo, impondo que $\phi^c = \phi^d$ e $\pi_3 = 0$, a expressão resultante será uma equação de Euler padrão para demanda trabalho com custos de ajustamentos simétricos. Em virtude

das limitações impostas pelas informações utilizadas no estudo, os autores admitiram ainda que, nessa formulação e estimação, a taxa de saída, θ , é conhecida e constante¹⁸. O modelo poderia ser ampliado para incorporar a hipótese de concorrência monopolística no mercado de produto e para uma especificação mais complexa, em que ϕ^c e ϕ^d não são constantes ao impor que dependeriam da legislação do mercado de trabalho, da rigidez do mercado ou do poder dos sindicatos. Nesse caso, considerando que os parâmetros dos custos de ajustamento podem ser descritos pelos seus determinantes de uma forma linear tal que:

$$\phi_t^j = \phi_0^j + \phi_1^j Z_t^j \quad j = c, d \quad (49)$$

onde Z_t^j é um vetor coluna de variáveis explicativas para j-ésimo regime e ϕ_t^j um vetor linha de seus respectivos coeficientes. A equação de Euler pode ser combinada para se obter:

$$\begin{aligned} N_t = & \pi_0 + \pi_1 w_1 + \pi_2 (X_t - \beta \theta X_{t+1}) + \pi_3 (D_t X_t - \beta \theta D_{t+1} X_{t+1}) + \pi_4 K_t \\ & + \pi_7 [Z_t^d X_t (1 - D_t) - \beta \theta Z_{t+1}^d X_{t+1} (1 - D_{t+1})] + \pi_8 [Z_t^c X_t D_t - \beta \theta Z_{t+1}^c X_{t+1} D_{t+1}] + u_t \end{aligned} \quad (50)$$

onde:

$$\begin{aligned} \pi_0 = \frac{f_0}{f_1}; \quad \pi_1 = -\frac{1}{f_1}; \quad \pi_2 = \frac{\phi_0^c}{f_1}; \quad \pi_3 = \frac{\phi_0^d - \phi_0^c}{f_1}; \quad \pi_4 = \frac{f_4}{f_1}; \quad \pi_7 = -\frac{1}{f_1} \phi_1^d; \\ \pi_8 = -\frac{1}{f_1} \phi_1^c. \end{aligned} \quad (51)$$

A equação (50) expressa a demanda por trabalho e a diferença entre ela e a equação (48) apresenta-se na inclusão de alguns termos que visam capturar as mudanças ao longo do tempo nos custos de ajustamentos.

Nessa mesma linha, uso de uma função de custos de ajustamento descontínua e quadrática, Gonzaga (1993) apresentou um modelo com custos de ajustamentos lineares (*piecewise linear*). Em seu estudo foram empregadas informações do emprego no nível

¹⁸ Trata-se de uma forma de contornar problemas que surgiram pela inexistência de informações sobre taxas de saídas, neste caso, pedido de demissão.

da firma para três funções¹⁹ específicas das companhias aéreas americanas. Partiu-se de um problema de maximização de lucros da firma:

$$\text{Max } E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [R(Z_{t+i}, N_{t+i}) - W_{t+i} N_{t+i} - C(x_{t+i})] \right\} \quad (52)$$

onde E_t denota expectativas formadas no tempo t ; $0 < \beta < 1$ é um fator de desconto; R é operador da função da receita da firma; Z é um choque; W é a taxa de salário real; C é a função de custos de ajustamentos e x_t representa mudanças no emprego. A assimetria no modelo foi introduzida por meio do parâmetro de contratação α_c , que pode ser diferente do parâmetro do custo de demissão α_d . Se $\alpha_c = \alpha_d$, os custos simétricos são aninhados.

$$C(x_t) = \frac{1}{2} \alpha_c 1_{(x_t \geq 0)} x_t^2 + \frac{1}{2} \alpha_d 1_{(x_t < 0)} x_t^2 \quad (53)$$

onde $1_{(\cdot)}$ é uma função indicadora em que a dinâmica é assumida como um modelo Markow. A função de receita real é dada por:

$$R(Z_t, N_t) = Z_t N_t - \frac{1}{2} b N_t^2 \quad (54)$$

onde Z_t pode ser visto como um choque ao produto marginal do trabalho no tempo t e b é um parâmetro de tecnologia. O procedimento adotado foi derivar uma equação de Euler para cada um dos dois regimes: um regime em que o emprego está aumentando no tempo t ($x_t > 0$) e outro no qual o emprego está decrescendo no tempo t ($x_t < 0$). Assimetria seria obtida se a velocidade de ajustamento (o coeficiente do emprego defasado) fosse diferente através dos dois regimes. A solução para esse modelo é dada por:

¹⁹ Gonzaga (1993) estudou custos de ajustamentos para as funções de *pilots* e *co-pilots, flight attendants* e *mechanics*.

$$N_t = \begin{cases} a_0^{(1)} + a_1^{(1)}N_{t-1} + \sum_{i=0}^1 b_1^{(1)}W_{t-i} + \sum_{i=0}^1 c_1^{(1)}Z_{t-i} + \varepsilon_t^{(1)}, & \text{se } x_{t-1} > 0 \\ a_0^{(2)} + a_1^{(2)}N_{t-1} + \sum_{i=0}^1 b_1^{(2)}W_{t-i} + \sum_{i=0}^1 c_1^{(2)}Z_{t-i} + \varepsilon_t^{(2)}, & \text{se } x_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (55)$$

A expressão (55) constitui o modelo *autoregressivo multivariado threshold* (TAR). Por ser um modelo mais geral, Gonzaga (1993) mostra que, ao impor uma restrição para a igualdade entre os coeficientes AR e as variâncias dos termos de perturbação, a equação (55) se reduz ao modelo de ajustamento parcial da demanda por trabalho derivado por Sargent (1978).

2.2.1.4 Custos de ajustamento fixo (*lumpy costs*)

As funções de custos de ajustamentos quadráticas, sejam simétricas ou assimétricas, postulam que o processo de ajustamento do emprego após um choque econômico é continuamente lento e suave. Porém, qual é a garantia de que todas as firmas têm o mesmo comportamento? Poderão algumas firmas optar pelo não-ajuste? Existem situações em que os custos de ajustamentos do emprego incluem um componente que é fixo e não está vinculado ao tamanho do ajustamento²⁰. Na literatura econômica destacam-se os estudos de Hamermesh (1989, 1990, 1993), nos quais o autor postulou a hipótese de descontinuidade dos custos de ajustamentos em situações em que as firmas estão submetidas a custos fixos positivos quando $\Delta N \neq 0$, porém não estão sujeitas a qualquer tipo de custos se $\Delta N = 0$. Um Modelo na versão contínua, no qual é admitida a hipótese de previsibilidade perfeita, pode ser descrito considerando que a função de custos de ajustamentos para o insumo trabalho é dada por:

²⁰ Como exemplo, considerem-se as atividades anuais de recrutamento do departamento de economia. Cada universidade possui um procedimento interno a ser adotado quando pretende realizar a contratação de um professor, sendo algumas mais exigentes em relação a outras. Contudo, elas seguem um ritual que tem início com o anúncio das vagas, a composição de uma banca julgadora, a revisão dos currículos e entrevistas com os candidatos (por meio de provas escritas e didáticas) e finaliza com a divulgação do candidato selecionado. Evidentemente, para algumas dessas atividades existem componentes de custos fixos que poderiam restringir a contratação de novos professores. Os custos administrativos gerados são significativos e independem da opção de selecionar apenas um professor ou um grupo de professores. Assim, as situações de inatividade (*inaction*) por parte da universidade caracterizam a existência de custos fixos no processo de ajustamento que não são desprezíveis, tendo contribuído para que elas agissem no sentido de comprimir as contratações ou para a manutenção do emprego no mesmo nível imediatamente anterior, i.e. $N_t = N_{t-1}$, o que equivale a supor uma situação de descontinuidade.

$$C(\dot{N}) = a\dot{N} + b\dot{N}^2 + \begin{cases} k & \text{se } |\dot{N}| > 0 \\ 0 & \text{se } \dot{N} = 0 \end{cases} \quad (56)$$

onde *dot* denota a taxa de mudança e *a*, *b* e *k* são parâmetros da função de custos de ajustamentos; *k* representa o tamanho dos custos fixos de ajustamento e *a* e *b* refletem o tamanho dos custos variáveis. A firma maximiza o fluxo descontado de seus lucros $\pi(N)$, com $\pi'' < 0$, dado por:

$$Z = \int_0^T [\pi(N) - a\dot{N} - b\dot{N}^2 - k]e^{-rt} dt + [\pi(N_T)e^{-rT} / r] \quad (57)$$

onde $0 \leq T \leq \infty$ é o ponto em que a firma pará de ajustar demanda de trabalho em resposta ao choque que ocorreu em $t = 0$; *w* é o salário real implícito na função π , o preço do produto é assumido para ser igual a um e N_T é o valor de *N* que é escolhido no tempo endógeno *T*. Admite-se que $N \geq N_0$. Ao considerar custos de ajustamentos fixos, $k > 0$ e $b = 0$, a firma mantém emprego em N_0 ou seleciona $T = 0$ e salta, imediatamente, para N^* , valor da demanda de trabalho no equilíbrio de longo prazo, dependendo se:

$$k \begin{cases} > \\ < \end{cases} \frac{[\pi(N^*) - \pi(N_0)]}{r} \quad (58)$$

A expressão (58) apresenta duas opções para firma e serve como uma regra de decisão: a firma pode ajustar o número de empregados ou não. O ajuste irá responder às variações na lucratividade em relação aos custos fixos (como está explícito na equação (58)). Observe-se que essa especificação assume que custos de ajustamento dependem das mudanças brutas no número de trabalhadores, ou seja, o modelo pode captar a inatividade (*inaction*) no ajustamento do emprego no nível da firma, definido por mudanças zero no número de trabalhadores. A demanda por trabalho pode ser descrita por:

$$N_t = N_{t-1} + \mu_{1t}, \quad |N_{t-1} - N_t^*| \leq K \quad (59a)$$

e

$$N_t = N_t^* + \mu_{2t}, \quad |N_{t-1} - N_t^*| > K. \quad (59b)$$

O parâmetro K é uma função crescente dos custos de ajustamentos fixos; é o desvio percentual do emprego do último período do emprego desejado que é necessário para atingir esses custos de ajustamento fixo; μ_{1t} e μ_{2t} são perturbações com $E(\mu_{1t}\mu_{2t}) = 0$. Assim, quanto maior são os custos de ajustamentos, maior deverá ser o *gap* entre emprego desejado e o emprego no último período. De qualquer forma, a política de emprego da firma tem duas dimensões: a primeira está relacionada à escolha de se ajustar ou não, ao passo que a segunda diz respeito à escolha do emprego no evento do ajustamento.

Rota (2004) apresentou um modelo dinâmico no qual a firma decidia alterar ou não o nível de emprego na presença de custos fixos. Para tanto, definiu $x_{it} = [N_{it-1}, W_{it}, \Omega_{it}]'$ como um vetor de variáveis explicativas, no qual N_{it-1} representava o estoque de trabalhadores no período t , W_{it} os salários e, Ω_{it} o nível de produtividade. Considerou que W_{it} variava entre as firmas devido aos diferentes níveis de qualificação dos trabalhadores, o que levou a definir um subvetor das variáveis explicativas, $z_{it} \equiv [W_{it}, \Omega_{it}]'$. Admitiu que as firmas estavam sujeitas a choques de produtividade e de salários, tais como ∇W_{it} e $\nabla \Omega_{it}$, por isso o nível de produtividade e salários específicos as firmas deveriam se comportar de forma estocástica, seguindo um processo Markow de primeira ordem com probabilidades de transição dadas por $p(z_{it+1} | z_{it}, d_{it})$. Definiu-se, ainda, um vetor de variáveis não observadas $\varepsilon \equiv [\varepsilon_{it}^A, \varepsilon_{it}^{NA}]'$, cujos sobrescritos indicam as escolhas as quais a firma está sujeita, a saber: ajustar o nível de emprego, A , ou não ajustar, NA . A partir dessas considerações, supôs que cada firma i , a cada ponto no tempo t , escolhe o nível de emprego, N_t , de forma a maximizar a seguinte função de lucro intertemporal:

$$E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Pi_{it} \right] \quad (60)$$

onde E_0 representa as expectativas condicionadas a todas as informações disponíveis no período $t = 0$; β é um fator de desconto que varia dentro do intervalo (0,1) e Π_{it} é uma função de lucro especificada como²¹:

$$\Pi_{it} = \begin{cases} [A_i e^{\Omega_{it}} N_{it}^{\alpha_i} - K - W_{it} N_{it} + \varepsilon_{it}^A \mid d_{it} = A] \\ [A_i e^{\Omega_{it}} N_{it}^{\alpha_i} - W_{it} N_{it-1} + \varepsilon_{it}^{NA} \mid d_{it} = NA] \end{cases} \quad (61)$$

em que $A_i > 0$, $0 < \alpha_i < 1$; K representa o custo fixo; N_t é o nível de emprego no período t ; d_{it} é um indicador que dá as escolhas que a firma faz em t , a saber: alterar o número de empregados, A , ou manter o mesmo número de trabalhadores do período anterior, NA . Para simplificar na derivação das condições de primeira ordem, admitiu-se que os custos oriundos de ações de contratação e demissão são iguais, ou seja, simétricos. Expressando o problema de maximização de lucros da firma em termo de uma função de valor, a escolha discreta ótima, d_{it} , deveria satisfazer a seguinte equação de Bellman:

$$V(x_{it}, \varepsilon_{it}) = \max_{N_{it}} [\Pi^d(x_{it}) + \varepsilon_{it}^d + \beta E_t V^d(x_{it+1})] \quad (62)$$

onde

$$E_t V^d(x_{it+1}) = \int V^d(x_{it+1}, \varepsilon_{it+1}) \Pr\{\varepsilon_{it+1} \mid x_{it+1}\} p\{z_{it+1} \mid z_{it}\} \quad (63)$$

em que $d_{it} = (A, NA)$. Se a firma optar por ajustar o nível de emprego, a função valor após tomar essa decisão é dada por:

$$V^A(x_{it}) + \varepsilon_{it}^A = \max_{N_{it}} \{\Pi^A(x_{it}) + \beta EV^A(x_{it+1})\} \quad (64)$$

²¹ Supõe-se que a correlação serial do termo ε é condicional as variáveis observadas no vetor x , sendo assim, os ε não observados independentes de seus valores passados:

$$\Pr\{z_{it+1}, \varepsilon_{it+1} \mid z_{it}, \varepsilon_{it}, d_{it}\} = \Pr\{\varepsilon_{it+1} \mid x_{it+1}\} p\{z_{it+1} \mid z_{it}, d_{it}\}.$$

A expressão acima mostra que qualquer correlação serial entre ε_{it} e ε_{it+1} é transferida inteiramente por meio de x_{it+1} . Ao proceder dessa forma, Rota (2004) permite que o número de trabalhadores no próximo período não esteja condicionado ao comportamento de ε_{it+1} , mas sim, condicionados a escolha discreta d_{it} e as variáveis explicativas. Assim, uma maneira do componente não observável afetar o número de trabalhadores será por meio das decisões que as firmas irão tomar.

$$V^A(x_{it}) + \varepsilon_{it}^A = \max_{N_{it}} \left\{ \Pi^A(x_{it}) + \beta E_t \int [P^A(x_{it+1})V^A(x_{it+1}) + P^{NA}(x_{it+1})V^{NA}(x_{it+1})] p\{z_{it+1} | z_{it}\} | d_{it}^* = A \right\} \quad (64')$$

em que $d_{it}^* = A$ indica a escolha ótima, $P^A(x_{it+1})$ e $P^{NA}(x_{it+1})$ são as probabilidades condicionais associadas as escolhas. Dessa forma, o valor do ajuste do emprego no período t depende do lucro corrente mais os benefícios futuros do ajustamento corrente, que são capturados pelo termo futuro na equação (64). A decisão ótima da firma tem a seguinte forma:

$$d_{it}^* = \begin{cases} NA & \text{se } (\varepsilon_{it}^{NA} - \varepsilon_{it}^A) > \{\Pi^A(x_{it}) - \Pi^{NA}(x_{it}) + \beta E_t [V^A(x_{it+1}) - V^{NA}(x_{it+1})]\} \\ A & \text{se } (\varepsilon_{it}^{NA} - \varepsilon_{it}^A) \leq \{\Pi^A(x_{it}) - \Pi^{NA}(x_{it}) + \beta E_t [V^A(x_{it+1}) - V^{NA}(x_{it+1})]\} \end{cases} \quad (65)$$

A equação (65) indica que a firma opta por ajustar o seu estoque de trabalhadores se o valor dado pelo ajustamento ótimo exceder o valor sem o ajustamento. A decisão ótima da firma no período t depende da diferença entre os lucros esperados e correntes associados as duas alternativas de escolha, ou seja, a firma decidirá ajustar o número de trabalhadores se a diferença entre os termos estocásticos específicos à escolha $(\varepsilon_{it}^{NA} - \varepsilon_{it}^A)$ for menor do que a diferença entre os lucros (corrente e o esperado). Rota (2004), ao invés de resolver a equação de Bellman diretamente, optou por reduzi-la numa forma mais simples, a qual permite estimá-la, chegando a seguinte condição de primeira ordem:

$$\frac{\partial V_{it}^A}{\partial N_{it}} = \frac{\partial \Pi_{it}^A}{\partial N_{it}} + \beta \gamma E \left[\frac{\partial P_{it+1}^{NA}}{\partial N_{it}} q_{it+1} + P_{it+1}^{NA} \frac{\partial q_{it+1}}{\partial N_{it}} \right] = 0. \quad (66)$$

Embora pareça estranho, a interpretação da equação (66) é simples. O primeiro termo do lado direito indica os aumentos no lucro devido a um ajustamento no período corrente ampliado pelo termo dentro dos colchetes que mostra as conseqüências de manter este novo nível de emprego em subseqüentes períodos, como resultado da existência de custos de ajustamento fixo. Para fins de estimação, a representação empírica dessa equação de Euler pode ser obtida usando a primeira linha da equação (61), a qual permite derivar a seguinte condição de produtividade marginal:

$$\left(\frac{Y}{N}\right)_{it} = \psi_1 W_{it} + \psi_2 (pq)_{it+1} + v_{it+1} \quad (67)$$

onde

$$(pq)_{it+1} = \left[\frac{\partial P_{it+1}^{NA}}{\partial N_{it}} q_{it+1} + P_{it+1}^{NA} \frac{\partial q_{it+1}}{\partial N_{it}} \right], \quad \psi_1 = \frac{1}{\alpha} \quad \text{e} \quad \psi_2 = \frac{\beta\gamma}{\alpha}$$

em que v_{it+1} é um termo de erro.

A equação (67) representa a produtividade marginal ampliada pelo termo $(pq)_{it+1}$ que captura as alternativas de futuros ajustamentos (A) ou não-ajustamentos (NA), oriundo da presença de custos de ajustamento fixo. Diferentemente das condições de primeira ordem apresentadas nas subseções anteriores, a contribuição de Rota (2004) para a literatura sobre esse tema reside na obtenção de uma equação de Euler na presença de custos de ajustamento fixo.

2.3 Custos de ajustamento: uma perspectiva empírica

Nessa subseção, descrevem-se os procedimentos econométricos utilizados na estimação dos modelos dinâmicos de demanda por trabalho. Tendo em vista que grande parte dos estudos empíricos usou séries de tempo na estimação da demanda dinâmica por trabalho, ao passo que outros empregaram um painel de dados, optou-se, por manter essa dicotomia ao descrever os procedimentos.

2.3.1 Modelos dinâmicos de demanda por trabalho a partir de séries de tempo

O primeiro e mais simples modelo estimado para conhecer a dinâmica da demanda por trabalho foi o de ajustamento parcial. Características como a simplicidade no que tange a sua operacionalização, interpretação dos resultados e por apresentar uma solução fechada, pela qual permite conhecer a velocidade de ajuste por meio de defasagens da variável dependente, permitiram o uso do modelo de ajustamento parcial na estimação da demanda por trabalho de forma *ad hoc*. Por isso, primeiramente, descreve-se o modelo de ajustamento parcial e, na seqüência, apresentam-se os modelos mais complexos cujas estimações foram realizadas para as equações de Euler.

2.3.1.1 Ajustamento parcial²²

O modelo consiste em relacionar o emprego corrente, N_t , ao emprego desejado, N_t^* , isto é:

$$\Delta N_t = N_t - N_{t-1} = \gamma(N_t^* - N_t) \quad (68)$$

onde γ é o parâmetro que indica a rapidez como se dá o ajuste entre o emprego desejado e as variações no emprego corrente, $N_t^* - N_t$, e $0 < \gamma < 1$. Valores próximos de 0 para γ indicam um ajuste rápido do emprego, ao passo que valores próximos de 1 indicam ajuste lento. Rearrajando a equação (68) tem-se:

$$N_t = \gamma N_t^* + (1 - \gamma)N_{t-1} = \gamma \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \gamma)^j N_{t-j}^* \quad (69)$$

Esta especificação implica a influência do emprego desejado (atual ou passado) no emprego corrente. O modelo foi utilizado em diversos estudos com o fim de gerar estimativas do ajustamento do emprego para diferentes países, indústrias e setores. Hamermesh (1993) apresentou uma série de resultados acerca dos inúmeros estudos realizados em que utiliza emprego, horas trabalhadas ou ambas as variáveis. Normalmente, na especificação econométrica, podem, ainda, ser inseridas variáveis explicativas, a saber: salário e produto. Contudo, tal procedimento pode gerar um problema de inconsistência dos estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO), que ocorre em virtude da endogeneidade dos regressores produto e salário, uma vez que essas variáveis dependem do nível de emprego ou horas e que com a presença do emprego defasado como um dos regressores dá origem à correlação dos resíduos. A maneira mais adequada de solucionar esse problema é por meio do uso de variáveis instrumentais.

A partir do estudo de Sargent (1978), esse modelo foi derivado como uma solução ao problema dinâmico de maximização de lucros da firma sob a hipótese de

²² O modelo de ajustamento parcial tem sido utilizado com muita frequência nos estudos de economia aplicada como uma forma de descrever o comportamento ótimo quando a firma se defronta com custos de ajustamentos.

custos de ajustamentos quadráticos com expectativas racionais. Esse resultado forneceu o arcabouço teórico que faltava ao modelo de ajustamento parcial como um instrumento para se compreender melhor a dinâmica da demanda por trabalho, permitindo que fosse utilizado para fins de comparação com outros modelos mais complexos. A Tabela 1 apresenta um sumário de alguns estudos encontrados na literatura sobre o tema como o estudo de Kennan (1979), Anderson (1993), Gonzaga (1993), Amano e Wirjanto (1997), Ambrózio (1999), Pfann (2001) e Gonzaga e Corseuil (2001).

2.3.1.2 Estimação da equação de Euler

Se, por um lado, inúmeros estudos mostram os resultados a partir de um modelo de ajustamento parcial, há outros que optaram por estimar a condição de primeira ordem do problema de maximização de lucros, ou seja, a equação de Euler. Como pode ser visto na Tabela 1, essa opção se estendeu independentemente da função de custos de ajustamento adotada, seja esta com custos de ajustamentos quadráticos simétrico, seja para custos de ajustamentos assimétricos. A seguir descreve-se o método utilizado em dois importantes estudos empíricos sobre demanda por trabalho, nos quais a hipótese de custos de ajustamentos quadráticos foi utilizada. A estratégia de estimação utilizada por Kennan (1979) consistiu num procedimento de dois estágios. No primeiro, aplica-se o método dos mínimos quadrados ordinários em (18) com $A(L)Z_t$, no lugar de Z_t em que $A(L)$ é um polinômio no operador de defasagens cuja ordem autoregressiva do processo estocástico gera a seqüência exógena Z_t . Admite-se que Z_{t-j} ($j \geq 0$) e N_{t-1} são assintoticamente não correlacionados com os resíduos ε_t , gerando estimativas consistentes de λ_1 .

$$N_t = \lambda_1 N_{t-1} + (1 - \lambda_1)\alpha Z_t + (1 - \lambda_1)(1 - \lambda_1\beta)\varepsilon_t \quad (70)$$

Uma vez conhecida a taxa de desconto intertemporal β , obtém-se uma estimativa consistente de δ , dada por:

$$\hat{\delta} = \frac{(1 - \hat{\lambda}_1)(1 - \hat{\lambda}_1\beta)}{\hat{\lambda}_1} \quad (71)$$

Para a estimação dos parâmetros restantes utiliza-se a equação (16). Uma vez que as variáveis expectacionais EN_{t+1} não são observáveis tomam-se os valores subseqüentes realizados N_{t+1} . Como as expectativas são formadas de maneira racional, tem-se que $\eta_{t+1} = N_{t+1} - EN_{t+1}$ são erros de predição racionais. Construindo as variáveis $S_{t+1} = N_{t+1} - [(1 + \hat{\delta} + \beta) / \beta]N_t + (1 / \beta)N_{t-1}$, pode-se estimar α por meio de

$$S_{t+1} = -\frac{\alpha\delta}{\beta}Z_t + U_{t+1} \quad (72)$$

onde $U_{t+1} = \eta_{t+1} - (\delta / \beta)\varepsilon_t + \beta^{-1}(\delta - \hat{\delta})N_t$.

Embora esse procedimento tenha permitido estimar os parâmetros do modelo linear quadrático, não considerava a possibilidade da existência de raiz unitária nas séries utilizadas na estimação, o que, certamente, poderia gerar erros de especificação²³. Visando contornar esse problema, Dolado, Galbraith e Banerjee (1991) demonstraram que a existência de raiz unitária nas variáveis que compõem o vetor de condições de demanda Z_t afeta a estimação da equação de Euler. A partir daí mostraram que seria possível utilizar a informação adquirida com os pré-testes da ordem de integração das séries para aperfeiçoar o procedimento de estimação²⁴. Torna-se possível estimar o fator de desconto intertemporal ao invés de simplesmente assumir que se trata de um parâmetro conhecido, conforme foi admitido por Kennan (1979). Além disso, os processos estocásticos que geraram as séries, juntamente com suas respectivas ordens de integração, têm implicações teóricas importantes para o modelo linear quadrático.

²³ Kennan (1979) utilizou o seu procedimento para estimar um modelo de ajustamento de emprego para dados trimestrais da indústria americana para o período de 1947-69. Os resultados obtidos mostraram um bom ajuste para as variações no emprego. As estimativas obtidas para o modelo proposto, que considerava expectativas racionais, também apresentaram um bom resultado, visto que todos os coeficientes encontrados foram estatisticamente significativos e com os sinais esperados. Ao fazer a comparação dos resultados entre os dois modelos estimados, observou-se que no procedimento de dois estágios as estimativas eram diferentes em sua magnitude daquelas encontradas para o modelo de ajustamento parcial com expectativas estáticas. Se, por um lado, a velocidade de ajustamento era menor, por outro, a elasticidade de emprego obtida foi maior. Segundo esse autor, os resultados mostraram que o procedimento de dois estágios era superior àquele obtido para o modelo determinístico, no qual se admitiu a hipótese de expectativas estáticas.

²⁴ Uma simples ilustração pode ser encontrada em Dolado, Galbraith e Banerjee (1991), Amano e Wirjanto (1997) e Gonzaga e Corseuil (2001).

Se Z_t e N_t são $I(1)$, pode existir co-integração entre N_t e Z_t . Dessa forma, o passo seguinte é a estimação dos parâmetros α^{25} por meio de regressões estáticas de mínimos quadrados ordinários em (18), ou pelo método de Johansen (1991)²⁶. Assim, a equação de Euler (16) pode ser utilizada na seguinte na forma:

$$\Delta N_{t+1} = \beta^{-1} \Delta N_t + \frac{\delta}{\beta} (N_t - \hat{\alpha} Z_t) + \tilde{U}_{t+1} - \frac{\delta}{\beta} (\alpha - \hat{\alpha}) Z_t \quad (73)$$

onde $\tilde{U}_{t+1} = U_{t+1} - \beta^{-1} (\delta - \hat{\delta}) N_t$. Algumas observações devem ser feitas acerca da expressão (73): (i) o segundo termo do lado direito são os desvios de relações de longo prazo, o que o torna semelhante ao modelo de correção de erros de Engle-Granger (1987); (ii) o resíduo U_{t+1} inclui o termo ε_t , que compõe os desvios das relações de longo prazo, v_t , o que torna os resíduos das regressões correlacionados em (73). As regressões de mínimos quadrados ordinários nessa equação não geram estimativas consistentes de β e δ . Assim, a solução indicada é o uso do método das variáveis instrumentais, no qual podem ser tomado como instrumentos ΔN_{t-1} ou ΔZ_{t-1} , ou mesmo algumas de suas defasagens. Uma implicação importante desse procedimento para análise é que os resíduos da co-integração serão altamente persistentes se os custos de ajustamento forem elevados e vice-versa. A estimativa de λ_l pode ser obtida resolvendo a equação (71), tomando as estimativas consistentes de β e δ :

$$\hat{\lambda}_1 = \frac{(1 + \hat{\beta} + \hat{\delta}) - [(1 + \hat{\beta} + \hat{\delta}) - 4\hat{\beta}]^{1/2}}{2\hat{\beta}} \quad (74)$$

Segundo Amano e Wirjanto (1997), λ_1 pode ser estimado por outro procedimento no caso das séries se mostrarem $I(1)$, ou seja, não estacionárias. Para tanto, parte-se da expressão (20), porém com regressores, variável endógena e termo erro $I(0)$. Rearrajando (20):

²⁵ As estimativas para $\hat{\alpha}$ são superconsistentes no sentido de que convergem para seus valores verdadeiros mais rapidamente do que no caso em que as variáveis são estacionárias.

²⁶ Esse procedimento foi utilizado num estudo para o Brasil em Pereira (1998) e Pereira e Gonzaga (1998), nos quais foi estimado o modelo linear-quadrático de demanda dinâmico por trabalho com dados do setor industrial.

$$\Delta N_t = (\lambda_1 - 1)[N_{t-1} - \alpha Z_{t-1}] - (\lambda_1 - 1)\alpha \Delta Z_t + \Theta_t \quad (75)$$

onde $\Theta_t = (1 - \lambda_1)(1 - \lambda_1\beta)\varepsilon_t$ é resíduo *White-noise*. Com o uso de mínimos quadrados não lineares na equação (67), obtêm-se estimativas consistentes de λ_1 .

Amano e Wirjanto (1997) fizeram uma análise das versões de ajustamento parcial para demanda por trabalho proposta por Sargent (1978) e Kennan (1979), na qual consideraram a hipótese de séries não estacionárias²⁷. Testes para raiz unitária e co-integração foram utilizados e mostraram a necessidade de que a hipótese da não-estacionaridade fosse respeitada. A equação de Euler foi estimada com o uso do procedimento GMM proposto por Hansen (1982), no qual se utilizaram como instrumentos válidos as defasagens da diferença do emprego, do produto e do salário. Variações desse procedimento podem ser encontradas em Burgess (1988), Engsted e Haldrup (1994), Pereira (1998), Pereira e Gonzaga (1998), Meyer (1998).

Evidências para custos de ajustamentos fixos (*lumpy costs*) também foram obtidas por meio do uso de séries de tempo. Hamermesh (1989) analisou dados mensais para sete firmas americanas. Embora, graficamente as séries de dados agregados mostrassem um comportamento suave, individualmente, em nível de firma, o ajustamento do emprego era totalmente fixo^{28,29,30}. Para estimar os parâmetros do modelo, Hamermesh (1989) adotou o método de *switching regression* que parte de duas equações que representam duas decisões dicotômicas, a saber: não ajustar ou ajustar o emprego.

²⁷ O procedimento acima descrito foi aplicado aos dados de emprego ajustados sazonalmente para o Canadá para o período de 1967(I) a 1993(IV). Os resultados empíricos mostraram-se favoráveis e consistentes com a teoria dinâmica, reforçando a importância dos custos de ajustamento para determinar a demanda dinâmica por trabalho.

²⁸ Supondo que os custos não eram desprezíveis e que as empresas poderiam tomar decisões, seja para comprimir as contratações, seja para manter o emprego no mesmo nível anterior, isto é, $N_t = N_{t-1}$, deu origem a situações de inatividade (*inaction*) por parte da firma, caracterizando a existência de custos fixos no processo de ajustamento.

²⁹ A função de custos de ajustamento sugerida foi:

$$C(\Delta N) = \begin{cases} b(\Delta N)^2 + k & \text{se } |\Delta N| > 0 \\ 0 & \text{se } \Delta N = 0 \end{cases}$$

em que $\Delta N_t = N_t - N_{t-1}$; b é um parâmetro que mede a velocidade de ajustamento e, analiticamente, se $b = 0$, os custos de ajustamentos são fixos. Se, por acaso, os custos fixos são altos ou se o ajustamento desejado se mostra pequeno, a decisão ótima da firma será manter o mesmo nível de emprego vigente no período anterior: $N_t = N_{t-1} + \varepsilon_{1t}$. Em caso contrário, a decisão ótima será ajustar imediatamente o nível de emprego para o nível ótimo $N_t = N_t^* + \varepsilon_{2t}$. O modelo é semelhante a um modelo de *switching regression*. Dessa forma, as trajetórias geradas pelo modelo não são suaves quando comparadas as trajetórias obtidas ao supor funções de custos de ajustamentos quadráticos.

³⁰ O processo de ajustamento poderia ser plenamente fixo, ou apenas conter uma parte fixa como mostra a equação (76).

$$N_t = N_{t-1} + \mu_{1t} \quad \text{se } |N_{t-1} - N_t^*| \leq K \quad (76')$$

$$N_t = N_t^* + \mu_{2t} \quad \text{se } |N_{t-1} - N_t^*| > K \quad (76'')$$

onde K é uma função crescente do parâmetro de custo fixo, k , e $\mu_{1,t}$ e $\mu_{2,t}$ são erros com $E(\mu_{1,t}, \mu_{2,t}) = 0$. Na equação (76), isto é (76') e (76''), um intervalo de inatividade do emprego é dado com limites em K , conjuntamente com uma região em que o emprego pode ser ajustado de forma suave e lentamente. O nível do emprego ótimo, N_t^* , é especificado como:

$$N_t^* = aX_t + \varepsilon_t \quad (77)$$

onde $E(\mu_{1,t}, \varepsilon_t) = E(\mu_{2,t}, \varepsilon_t) = 0$ e $X_t = (Y_t, t)$. Assim, o emprego não será alterado se:

$$-K + (N_{t-1} - aX_t) \leq \varepsilon_t \leq K + (N_{t-1} - aX_t) \quad (78)$$

vindo a ser alterado no caso de a equação (78) não ser satisfeita. Denotando por p_t , a probabilidade de que a firma saltará para N_t^* , a probabilidade de não ocorrer o ajuste seria dada por:

$$1 - p_t = \phi\left(\frac{K + N_{t-1} - aX_t}{\sigma_\varepsilon}\right) - \phi\left(\frac{-K + N_{t-1} - aX_t}{\sigma_\varepsilon}\right) \quad (79)$$

cuja função verossimilhança a ser maximizada seria dada por

$$\lambda = \prod_{t=1}^T g(\mu_{1,t})^{1-p_t} g(\mu_{2,t})^{p_t} \quad (80)$$

onde $g(\mu_{1,t})$ é a densidade de $\mu_{1,t}$ e $g(\mu_{2,t})$ é a densidade de $\mu_{2,t}$. Incerto em relação a melhor especificação para a equação (77), Hamermesh (1989) adotou duas abordagens diferentes para estimar N_t^* :

$$N_t^* = a_0 + a_1 Y_t + a_3 t + \varepsilon_t \quad (81')$$

e

$$N_t^* = a_0 + a_1 {}_{t-1}Y_t^* + a_2 \Delta Y_{t+i}^* + a_3 t + \varepsilon_t. \quad (81'')$$

Em que ${}_{t-1}Y_t^*$ e ${}_{t-1}Y_{t+i}^*$ são previsões geradas a partir das estimativas de uma função de transferência para Y_t usando todas as informações até t-1; ΔY_{t+i}^* é a variação nos valores previstos de Y^* do período t para $t + i$. A principal contribuição³¹ desse estudo foi mostrar que os ajustamentos em nível da firma não eram graduais, suaves e, muito menos, que ocorriam de maneira lenta, sem movimentos bruscos. Além disso, Hamermesh (1989) mostrou que as variações no emprego em nível das firmas ocorrem em curtos e diferentes períodos de tempo, sugerindo a existência de uma heterogeneidade. Procurou dar ênfase a necessidade de serem realizadas mais estudos empíricos sobre custos de ajustamento do emprego com base em microdados³².

Os modelos não lineares também foram empregados para estimar os modelos dinâmicos de demanda por trabalho, como, por exemplo, evidências de custos lineares (*piecewise*) podem ser vistas em Gonzaga (1993), que fez uma análise da existência de assimetrias nos ciclos de emprego. A assimetria em seu modelo foi introduzida por meio do parâmetro de custo de contratação α_c que pode ser diferente do parâmetro de custo de demissão α_d . Partindo de um modelo de maximização de lucros e considerando uma função da receita real, inicialmente, derivou-se uma equação de Euler para cada um

³¹ Os resultados obtidos por Hamermesh (1989) demonstraram que, para dados de firmas individuais, os custos de ajustamentos não são contínuos e que os custos fixos existentes não são desprezíveis. O mesmo resultado não foi encontrado após agregar as informações em emprego e produto agregado e aplicar o mesmo procedimento na estimação do modelo.

³² Inspirado nesses resultados Hildreth e Ohtake (1998) estudaram a demanda por trabalho e a estrutura de custos de ajustamentos no Japão, especificamente para cinco firmas da indústria de motores de veículos. As informações utilizadas na estimação da demanda por trabalho e estrutura de custos de ajustamentos levam em conta os empregos regulares, os empregos em que os contratos de termo de transferência de curto prazo são considerados e as horas trabalhadas, e o período de análise compreendem de janeiro de 1990 a outubro de 1995. Segundo os autores, a motivação para essa pesquisa reside nas possíveis diferenças institucionais entre as economias ocidentais e orientais. Os resultados encontrados sugeriram que o ajustamento do trabalho é contínuo em resposta às variações no produto para todas as empresas e para uma série que representava uma agregação das informações, ou seja, produto e emprego agregado. As estimativas da velocidade de ajustamento são elevadas quando comparadas com as encontradas em outros estudos sobre demanda de trabalho. Isso permitiu concluir que as empresas japonesas promoviam ajustes contínuos e rapidamente, sem movimentos bruscos. A estimação da equação (76) mostrou que nenhuma das estimativas de K foi significativamente diferente de zero, ao passo que o modelo no qual era considerado um ajuste contínuo apresentou uma melhor descrição dos dados. Esse resultado foi oposto ao apresentado por Hamermesh (1989), no qual os custos de ajustamento em nível da firma eram *lumpy*.

dos dois regimes: um regime em que o emprego está aumentando no tempo t ($x_t \geq 0$) e outro em que o emprego está decrescendo no tempo t ($x_t < 0$). Nesse modelo a assimetria³³ é obtida se a velocidade de ajustamento é diferente através dos dois regimes. O par de equações obtidas constitui um modelo autoregressivo multivariado *threshold* (TAR), dado por:

$$N_t = \begin{cases} a_0^{(1)} + a_1^{(1)}N_{t-1} + \sum_{i=0}^1 b_1^{(1)}W_{t-i} + \sum_{i=0}^1 c_1^{(1)}Z_{t-i} + \varepsilon_t^{(1)}, & \text{se } x_{t-1} \geq 0 \\ a_0^{(2)} + a_1^{(2)}N_{t-1} + \sum_{i=0}^1 b_1^{(2)}W_{t-i} + \sum_{i=0}^1 c_1^{(2)}Z_{t-i} + \varepsilon_t^{(2)}, & \text{se } x_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (82)$$

O primeiro indício para assimetria no ciclo do emprego em nível de firma foi obtido após se calculado o coeficiente de *skewness* para uma medida de crescimento do emprego, cujo resultado, mostrou a existência de assimetrias em 38 das 57 séries utilizadas. Esse resultado não se mostrou robusto ao se realizar uma série de testes para não-linearidade³⁴ das séries de emprego. Antes de ajustar o modelo de ajustamento parcial e o modelo *autoregressivo multivariado threshold* (TAR) como um pré-requisito, testou-se a existência de raiz unitária com o teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF). A partir disso, o modelo não linear (TAR) foi estimado para cada uma das séries e os resultados foram confrontados com os resultados obtidos para um modelo de ajustamento parcial³⁵.

Não obstante o uso de diferentes técnicas econométricas na estimação dos modelos dinâmico de demanda por trabalho, percebe-se que elas têm sido freqüentemente aprimoradas, como pôde ser visto nos estudos acima descritos, e que as análises não ficaram apenas restritas ao uso da variável emprego total (emprego agregado), permitindo, assim, o uso de diferentes níveis de desagregação. A Tabela 1, onde foram sumarizados alguns estudos, mostra que Pfann e Palm (1993) utilizaram

³³ A estimação foi realizada para um conjunto de dados que consistia de observações trimestrais sobre emprego, salário e receita total para 19 empresas aéreas dos Estados Unidos entre o período 1959(I) - 1977(I). Cabe destacar que o ponto forte do trabalho foi o uso de dados por categoria, ou seja, foram utilizadas séries de ocupações para pilotos, atendentes e mecânicos.

³⁴ Os testes tinham como hipótese nula a existência de linearidade na média e consistiam em testar se os resíduos de um modelo linear autoregressivo eram ortogonais a diferentes transformações na variável dependente.

³⁵ Sua principal conclusão foi de que em cerca de metade das séries do conjunto de dados, o modelo TAR apresentou um melhor ajuste, ao passo que o modelo de ajustamento parcial foi incapaz de gerar assimetrias no ciclo de emprego. Por isso, argumentou que o modelo proposto deveria substituir o modelo linear padrão nos trabalhos empíricos, cujo objetivo é explicar os ciclos de emprego em nível da firma, considerando a hipótese de custos de ajustamentos assimétricos.

informações de trabalhadores alocados na produção e aqueles alocados fora da produção; Pereira (1998), Pereira e Gonzaga (1998) utilizaram emprego homogêneo e horas médias, ao passo que Palm e Pfann (1990) empregaram o uso de informações sobre trabalhadores qualificados e não qualificados. A seguir descrevem-se os estudos que empregaram microdados para analisar a demanda dinâmica por trabalho.

2.3.2 Modelos dinâmicos de demanda por trabalho a partir de um painel de dados

Nesta subseção, serão descritos os estudos empíricos sobre o modelo dinâmico de demanda por trabalho, no qual foi dada preferência a estimar um painel de dados para uma equação final. Pfann e Verspagen (1989) estudaram custos de ajustamentos e a sua contribuição pode ser vista em duas direções: a primeira, e talvez a mais surpreendente, foi, inicialmente, pesquisar os responsáveis pela administração da área de recursos humanos das seis maiores indústrias do setor de transformação da Holanda. Buscaram-se informações acerca do objeto a ser estudado, com o objetivo de conhecer melhor como as decisões eram tomadas com respeito a mudanças na força de trabalho e aos custos daí oriundos. Para os autores, essa fase do estudo poderia ser conhecida como custos de ajustamento assimétricos na prática. Entre as variáveis que poderiam influenciar nos custos de ajustamentos citadas pelos entrevistados estavam o poder dos sindicatos, o processo de formação de expectativas da firma e o trabalho intensivo no processo de produção da firma.

A segunda contribuição foi, a partir da entrevista, com o uso de informações sobre mudanças líquidas na força de trabalho por ano e dos custos de ajustamentos do trabalho obtidos do registro anual das indústrias de transformação da Holanda para o período de 1978-86, estimar as seguintes equações:

$$ACL(\Delta N) = \gamma(\Delta N)^2 \quad (83)$$

$$ACL(\Delta N) = \alpha - \beta\Delta N + \gamma(\Delta N)^2 + \exp(\delta\Delta N) - 1 \quad (21)$$

$$ACL(\Delta N) = -\beta\Delta N + \gamma(\Delta N)^2 + \exp(\beta\Delta N) - 1 \quad (22)$$

onde: α , β , e δ são parâmetros, c são os custos e ΔN é o número de trabalhadores contratados ou demitidos num período. Analiticamente, os custos de ajustamentos serão quadráticos quando $\alpha = \beta = \delta = 0$ e $\gamma > 0$. A equação (22) não é simétrica no caso de β

$\neq 0$; por outro lado, se $\beta < 0$, os custos de demitir excedem os custos de contratação. Os resultados obtidos mostraram que a equação (21) teve um melhor ajuste em relação às demais equações. Além disso, as estimativas dos parâmetros indicaram que os custos de ajustamento do trabalho não são simétricos e as estimativas de β e δ foram significantes e maiores do que zero, mostrando que os custos em contratar excediam os custos de demitir para o período analisado. O resultado não surpreendeu os autores e mostrou a necessidade de novos estudos sobre modelos dinâmicos de demanda por trabalho com a finalidade de analisar as diferenças na contratação e na demissão de trabalhadores alocados no setor de produção e aqueles que não se encontram na produção.

O uso de microdados por Pfann e Verspagen (1989) permitiu amenizar o problema de agregação, fornecendo informações sobre o tipo de custos de ajustamentos em nível de firmas. Fazendo o uso desse tipo de informação, Jaramillo, Schiantarelli e Sembenelli (1993) realizaram um estudo para verificar se as mudanças que ocorreram na legislação trabalhista na Itália tiveram algum reflexo sobre o mercado de trabalho. De forma similar a Gonzaga (1993), os autores optaram por estimar uma solução fechada para a demanda por trabalho. Estimaram uma equação que permitiria testar a existência de assimetria nos custos de ajustamentos:

$$N_t = \pi_0 + \pi_1 w_t + \pi_2 (X_t - \beta \theta X_{t+1}) + \pi_3 (D_t X_t - \beta \theta D_{t+1} X_{t+1}) + \pi_4 K_t + u_t \quad (30)$$

$$u_t = e_t + v_{t+1}$$

onde e_t e v_t denota choque estocásticos; w_t é o salário real; K_t é o capital; N_t é o emprego e β , o fator de desconto real; D_t representa uma variável dummy, na qual é considerado $D_t = 1$ se contratações brutas ocorrem ($X_t > 0$) e $D_t = 0$, em, caso contrário, ($X_t < 0$); se os custos de ajustamentos são simétricos, então $\phi^c = \phi^d$. Se $\pi_3 = 0$, obtendo-se a equação de Euler padrão para trabalho com custos de ajustamentos simétricos. Nessa formulação assumiram que a taxa de demissão, θ , é conhecida e constante. A estimação da equação (30) foi realizada considerando-se diferentes valores de ϕ , escolhendo uma taxa de 5% de demissões por ano. Para o cômputo da taxa de desconto considerou-se uma média móvel centrada da taxa de juros mais um prêmio de risco de 5%³⁶.

³⁶ Os resultados obtidos mostraram que as estimativas dos coeficientes dos custos de demissão são bem determinadas e razoáveis. O mesmo não foi encontrado com respeito aos coeficientes dos custos de contratação, que apresentaram um sinal negativo e significativo. Segundo os autores, esse resultado poderia ser uma evidência contra a hipótese de que os custos de contratação aumentariam na margem.

Num segundo momento, uma especificação mais complexa foi estimada, considerando que ϕ^c e ϕ^d não fossem constantes:

$$N_t = \pi_0 + \pi_1 w_1 + \pi_2 (X_t - \beta \theta X_{t+1}) + \pi_3 (D_t X_t - \beta \theta D_{t+1} X_{t+1}) + \pi_4 K_t \\ + \pi_7 [Z_t^d X_t (1 - D_t) - \beta \theta Z_{t+1}^d X_{t+1} (1 - D_{t+1})] + \pi_8 [Z_t^c X_t D_t - \beta \theta Z_{t+1}^c X_{t+1} D_{t+1}] + u_t \quad (33)$$

A segunda linha da equação (33) captura as mudanças ao longo do tempo nos custos de ajustamentos³⁷. No geral, as evidências obtidas para o painel das firmas italianas sugeriram que os custos de ajustamento oriundos das variações do emprego, no que diz respeito à contratação e à demissão, não são simétricos, ou seja, os custos de ajustamentos são assimétricos.

2.3.2.1 Estimação da equação de Euler

Alonso-Borrego (1998) estudou um painel de 1080 manufaturas da Espanha para um período de 1986-1991 considerando três categorias de emprego: empregos permanentes na produção, empregos permanentes não-produção e empregos temporários. Apesar de propor uma estimação em três estágios, a principal limitação de suas informações diz respeito à inexistência de informações sobre contratações e demissões, o que permitiu apenas medir mudanças líquidas, mas não mudanças brutas no insumo trabalho. Portanto, a dinâmica capturada em seu estudo tem como base as mudanças líquidas no emprego. A equação de Euler obtida do problema de maximização da firma para cada insumo j foi:

$$E_t \left[\frac{\partial F_t}{\partial N_t^j} - W_t^j - \frac{1}{N} \left(\frac{\partial AC(\Delta \ln N_t)}{\partial \Delta \ln N_t^j} - \rho_{t+1} \frac{\partial AC(\Delta \ln N_{t+1})}{\partial \Delta \ln N_{t+1}} \right) \right] = 0 \quad (39)$$

Para esses autores, os seus resultados deveriam ser comparados àqueles obtidos por Pfann e Verspagen (1989), para os quais os custos de contratação são mais importantes do que os custos de demissão.

³⁷ As evidências empíricas para nova especificação mostraram que os custos de contratação decrescem quando o desemprego aumenta, apesar de esse efeito não se mostrar significativo estatisticamente. A estimativa do poder do sindicato foi significativamente diferente de zero e positivamente relacionada com os custos de contratação.

A estimação da equação de Euler (39) foi realizada em três estágios: no primeiro, estimou-se a seguinte função de produção em primeira-diferença:

$$\Delta \ln Y_{it} = \rho \Delta \ln Y_{i,t-1} + \alpha' \Delta X_{it} + (-\rho \alpha)' \Delta X_{i,t-1} + \tilde{a}_t^y + \Delta \varepsilon_{it} \quad (84)$$

onde o termo $\tilde{a}_t^y = \Delta a_t^y - \rho \Delta a_{t-1}^y$ captura os choques agregados; X_{it} é um vetor de variáveis explicativas e $\alpha = (\alpha_k, \alpha_N, \alpha_N(\lambda^2 - 1), \alpha_N(\lambda^3 - 1))'$. Como instrumentos válidos para a equação (84) foram utilizadas as defasagens do logaritmo dos insumos e do produto real defasado. Para captar o fenômeno de substituição existente entre os insumos trabalho (emprego permanente) por um novo insumo de trabalho (temporário) foram incluídas duas variáveis qualitativas, que indicam se a firma está reduzindo seu trabalho permanente em t e $t-1$. A justificativa para a inclusão dessas variáveis é que se busca obter estimativas mais precisas.

Além disso, com o objetivo de controlar o viés de seleção que poderia surgir, dado que nem todas as firmas promovem ajustes do emprego todo ano, foi imposta uma condição para levar em conta as firmas que apresentaram ajustamentos em dois períodos consecutivos, ou seja, impôs-se a condição sobre o evento $D_{i,t+1}^j = 1(\Delta \ln N_{it}^j \Delta \ln N_{i,t+1}^j \neq 0) = 1$ em que $1(\cdot)$ é uma função indicadora, que toma valores 1, se é verdadeira, e zero, em caso contrário. Portanto, no segundo estágio estimou-se um modelo *probit* na forma reduzida para o evento $D_{i,t+1}^j = 1$ para cada insumo permanente ano por ano. A partir disso calculou-se o inverso da razão de Mills, $\hat{\phi}_{i,t+1}^j$, para cada observação $D_{i,t+1}^j = 1$, incluindo-a na equação de Euler correspondente como um regressor adicional.

Assim, o conjunto de instrumentos para a equação de Euler para cada insumo passou a incluir as defasagens de ordem dois e três das variações dos três insumos de trabalho, defasagens de ordem dois da produtividade real média dos insumos de trabalho e o salário real para os insumos. Controlou-se ainda a utilização dos fatores de produção por meio de dados de utilização da capacidade no nível da indústria. A taxa de desconto considerada é a taxa de juros nominal de longo prazo deflacionada pelo índice de preços ao nível da indústria. Assim, estimou-se o conjunto de equações de Euler para

insumos de trabalho permanente com base na parametrização dos custos de ajustamento dados pela equação³⁸:

$$CA(\Delta \ln N_t) = \frac{1}{2} \sum_m \gamma_{mm} (\Delta \ln N_t^m)^2 + \frac{1}{3} \sum_m \delta_m (\Delta \ln N_t^m)^3 + \sum_m \sum_{s \neq m} \gamma_{ms} (\Delta \ln N_t^m) (\Delta \ln N_t^s) \quad (40)$$

Para estimar a equação (67) Rota (2004) utilizou um procedimento de dois estágios³⁹. No primeiro, usou uma regressão não-paramétrica nos salários e emprego defasados e estimou-se as probabilidades condicionais P_{it+1}^A , P_{it+1}^{NA} e a inclinação $\frac{\partial P_{it+1}^A}{\partial N_{it}}$.

No segundo estágio, utilizou-se o Método Generalizado dos Momentos (MGM), condicionando o modelo aos ajustamentos que ocorrem apenas no tempo t . Para tanto, uma subamostra das soluções interiores que incluiu as firmas que promoveram um ajuste no emprego no tempo t foi utilizada. Na construção da subamostra, adotou-se o critério de manter ou retirar a observação, tendo em vista se N_{it} era ou não diferente de N_{it-1} . Procedendo dessa forma, evitava que as firmas que promoveram um ajustamento no nível de emprego não afetassem o termo erro da equação de Euler, dado que o modelo teórico é condicional na decisão de ajustar⁴⁰. Com o uso de dois diferentes

³⁸ Os resultados mostraram que o insumo trabalho defasado j afeta positivamente e de forma significativa a probabilidade de ajustamento, porém com variações ao longo do tempo. A variável de controle para o tamanho da firma não teve efeitos significativos. Observou-se que a probabilidade de ajustar um insumo aumenta se a firma ajustou cada insumo de trabalho j no período passado, porém a precisão dos parâmetros foi baixa. Os parâmetros associados com os termos quadráticos são positivos para trabalhadores alocados na produção e para aqueles fora da produção e diferem entre ambos, o que confirma a heterogeneidade dos custos de ajustamentos para diferentes insumos de trabalho. O resultado $\gamma_{11} > \gamma_{22}$ está consistente com a maior qualidade do trabalho fora da produção. Os termos de ajustamentos cruzados são positivos e conjuntamente significantes, mas os efeitos dos ajustamentos cruzados com o trabalho temporário (γ_{13} e γ_{23}) não foram individualmente significativos e seu tamanho mostrou-se pequeno. O coeficiente de assimetria é positivo para trabalhadores não produção (δ_1), o que sugere que custos de contratação excedem custos de demissão e negativo para trabalhadores da produção (δ_2) sugerindo o oposto. Todavia, nenhum dos coeficientes foi estatisticamente significativo. Para Alonso-Borrego (1998) esses resultados ainda precisam ser mais bem qualificados, pois a maioria das limitações dos resultados pode estar associadas as limitações dos dados. Por exemplo, utilizar informações cujas frequências são anuais poderia levar a inferência incorreta sobre as estruturas de custos de ajustamento. Portanto, para esses autores, dados trimestrais seriam mais adequados.

³⁹ Em seu estudo, Rota (2004) usou uma base de dados que compreendia as informações de empresas situadas num distrito industrializado da Lombardia. Um painel de dados foi construído para o período de 1982-1989, cobrindo 3.247 empresas, cuja principal característica está no predomínio de empresas que possuem de 1-49 empregados.

⁴⁰ Esse procedimento foi adotado tendo em vista a possibilidade de evitar os problemas com o viés de seleção.

conjuntos de instrumentos, estimou-se a equação (67). No primeiro, admitindo que o termo erro apresentava um comportamento puramente inovacional, utilizou-se instrumentos datado de t , $t-1$, $t-2$ e $t-3$, ao passo que, no segundo, permitiu-se apenas os instrumentos datado de $t-1$, $t-2$ e $t-3$ ⁴¹⁴².

2.3.3 Estudos empíricos sobre o Brasil

No Brasil, a preocupação com custos de ajustamentos é recente. O estudo de Estevão (1991) encontra-se entre os primeiros trabalhos e foi realizado para os setores da indústria brasileira e da indústria paulista, visando identificar a existência de custos de ajustamento da mão-de-obra e a substitutibilidade entre as horas de trabalho e o emprego. Utilizou-se uma função de custos de ajustamento linear para a razão do emprego-horas de trabalho por pessoa. Os resultados obtidos indicaram a existência de custos de ajustamentos sendo que os ajustes eram maiores para as horas quando comparados aos obtidos para o nível de emprego. Observou-se que os ajustes foram mais rápidos para as indústrias do Brasil do que para as indústrias paulistas. No entanto, segundo o autor, seria necessário aprofundar as análises para que fossem mais bem compreendidos os resultados obtidos em alguns setores.

No estudo de Pereira e Gonzaga (1998) utilizou-se a mesma base de dados do estudo de Estevão (1991). Contudo, na especificação da demanda dinâmica por trabalho, optou-se pelo modelo linear-quadrático e a estimação foi realizada para uma equação de Euler. O modelo teórico incorporava a possibilidade de a empresa ajustar emprego, horas ou ambas. A contribuição apresentada por esses autores configurou-se na decomposição do insumo trabalho em duas dimensões: emprego e horas. O método de estimação empregado neste estudo foi o mesmo proposto por Amano e Wirjanto (1997), em que consideravam a existência de séries com raiz unitária e estimavam uma equação de Euler. O principal resultado do trabalho foi constatar que o ajustamento do emprego e das horas de trabalho no Brasil é um processo dispendioso para as empresas se comparado com os da indústria alemã e norte-americana.

⁴¹ Como instrumentos, Rota (2004) utilizou o emprego, produto, salários, folha de pagamento, novos investimentos em maquinários, lucro bruto, tamanho da firma, valor absoluto das alterações no produto e o valor absoluto das alterações no emprego, o termo pq futuros.

⁴² Os resultados obtidos ao estimar a equação de Euler, mostraram que todas as estimativas são consistentes com o modelo teórico. A estimativa do coeficiente do termo $(pq)_{t+1}$ sugere que a escolha discreta que a firma realiza no futuro, devido a presença dos custos de ajustamento fixo, possui um papel importante na produtividade marginal, equação (67) e, por conseqüência, na determinação do emprego ótimo.

Meyer (1998) estudou os efeitos dos custos de ajustamentos na dinâmica de demanda setorial por trabalho. O objetivo era verificar as principais tendências e avaliar as principais diferenças entre os mercados de trabalho setoriais. Além disso, visava-se estimar a demanda por trabalho de longo prazo para cada setor. A função de custos de ajustamento utilizada foi a linear quadrática e a base de dados foi montada considerando as informações da Pesquisa Mensal de Emprego (PME). As estimativas dos ajustes obtidas estavam de acordo com o esperado com a teoria e a velocidade de ajuste na indústria era mais lento em comparação às estimadas para o setor de serviços. A razão para essa diferença, segundo a autora, encontrava-se nos investimentos no treinamento que as indústrias são obrigadas a fazer, ao passo que no setor de serviços isso não ocorre. Observou-se ainda que a sensibilidade às variações no PIB era maior para a indústria.

Considerando a possibilidade de existir diferenças no ajustamento entre trabalho qualificado e trabalho não qualificado, Ambrózio (1999) estimou a dinâmica da demanda por trabalho a partir de um modelo quadrático. As informações para emprego foram retiradas da Pesquisa Mensal de Emprego do IBGE. O resultado encontrado mostrou que, para realizar metade do ajuste a um dado choque, a empresa leva de seis a oito meses. Segundo o autor, trata-se de um ajuste lento. Com relação ao trabalho não qualificado, existem evidências de que a demanda de longo prazo omitiu alguma variável importante, influenciando, desse modo, para que o custo de ajuste fosse negativo.

Por fim, um estudo mais recente para o Brasil foi realizado por Gonzaga e Corseuil (2001), cujo objetivo foi estimar os parâmetros do modelo dinâmico de demanda por trabalho, utilizando as informações da Pesquisa Industrial Mensal, PIM/IBGE, para o período de 1985 a 1999. Estimou-se por meio de variáveis instrumentais uma equação de ajustamento parcial do emprego industrial, no qual além do emprego defasado, considerou-se as variáveis salário e produto como regressores. Após verificar a existência de séries não-estacionárias, estimou-se uma relação de co-integração e o modelo de correção de erros (VECM). Os resultados indicaram que as estimativas das elasticidades de curto prazo produto-emprego variavam entre 0,025 e 0,037, ao passo que as elasticidade salário-emprego encontrava-se entre zero e -0,026. No longo prazo, segundo os autores os resultados não são tão conclusivos, o que permite inferir pela limitação das técnicas de séries temporais para estimar o modelo dinâmico de demanda por trabalho no Brasil.

Independentemente do uso de séries de tempo ou de um painel de dados, o que torna os estudos acima similares tem sido o procedimento de assumir uma função de custos de ajustamentos *a priori* e, com base nessa, derivar uma condição de primeira ordem, equação de Euler, ou uma solução final fechada, as quais são utilizadas para estimar a demanda dinâmica por trabalho. Poucos estudos têm dado ênfase ao uso de modelos mais gerais, nos quais as funções de custos de ajustamento quadrático ou de custos de ajustamento fixos são consideradas casos particulares. A seguir serão apresentados dois estudos cuja preocupação foi buscar evidências para diferenciar as estrutura de custos de ajustamentos.

2.3.4 Uma Representação empírica mais geral para custos e ajustamento

Definir a melhor representação para os custos de ajustamentos parece ser uma tarefa árdua, o que pode ser compreendido ao se observar na literatura econômica a escassez de estudos cuja finalidade seja conhecer o padrão de ajustamento do emprego a partir de um modelo mais geral. Destaca-se, inicialmente, o estudo de Hamermesh (1989), seguido por Hamermesh (1992) e, mais recentemente, por Varejão e Portugal (2006). A essa lista de estudos ainda pode ser incluído Gonzaga (1993), cujo estudo acima descrito não tinha a finalidade de buscar evidências favoráveis, seja para os custos de ajustamentos convexos, seja para os custos de ajustamento não-convexo. No entanto, a partir de algumas restrições sobre o modelo representado na expressão (55) era possível obter um modelo de ajustamento parcial da demanda por trabalho que correspondia a uma solução fechada do modelo de maximização de lucros da firma com custos de ajustamentos quadráticos simétricos.

Hamermesh (1992) estimou uma equação que foi considerada a generalização do modelo dinâmico de demanda por trabalho descrito em Hamermesh (1989), no qual os custos de ajustamentos quadráticos e custos de ajustamento fixo foram considerados como casos particulares. Para tanto, além de estimar a equação (76), estimou uma terceira equação, na qual incluía ambos os custos: os custos variáveis e os custos fixos. Um teste de hipótese nos coeficientes estimados permitira identificar o tipo de custos de ajustamentos mais apropriado. A representação empírica do modelo mais geral assume que, se a firma não se encontra no intervalo $[n_-, n_+^*]$ definido para inatividade, o emprego pode ser descrito como:

$$n_t = \gamma n_{t-1} + [1 - \gamma] \left(\sum_{m=1}^{m=M} \sum_{j=1}^{j=N} \alpha_j X_{t-j} + \varepsilon_t \right) + u_{1t}, \quad \left| n_{t-1} - \sum_{m=1}^{m=M} \sum_{j=1}^{j=N} \alpha_j X_{t-j} + \varepsilon_t \right| > K \quad (85)$$

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 produto); u_{1t} é o distúrbio com média zero e variâncias $\sigma_{u_{1t}}^2$; γ é o coeficiente de ajustamento do emprego, está condicionado a $1 > \gamma \geq 0$ e é uma 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 em 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:

$$n_t = n_{t-1} + u_{2t}, \quad \left| n_{t-1} - \sum_{m=1}^{m=M} \sum_{j=1}^{j=N} \alpha_j X_{t-j} + \varepsilon_t \right| \leq K \quad (86)$$

em que u_{2t} é distúrbio com média zero e variâncias $\sigma_{u_{2t}}^2$. Na equação (86) 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 (85) e (86) formam um modelo de *switching*⁴³ *regression* para a escolha de n_t . Um modelo de ajustamento com defasagens distribuídas pode ser obtido por meio da equação (85) 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 (85) e (86) 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

⁴³ A condição de *switching* vai depender das realizações do termo ε_t . Dessa forma, como foi apresentado em Hamermesh (1989), reescrevendo a equação (85) e (86) em termos do termo ε_t , pode-se mostrar que a firma promove o ajuste do emprego se:

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

e que irá manter o emprego constante se:

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

trabalho com custos de ajustamento quadrático⁴⁴. 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 (85) e (86) venham a ser tratados como u_t .

Varejão e Portugal (2006) não partiram de nenhum modelo especificado *a priori*, mas, sim, valeram-se dos modelos de duração com o intuito de verificar a estrutura de custos de ajustamento do emprego⁴⁵. Esse estudo faz parte de uma série de estudos que podem ser encontrados na literatura, os quais têm focalizado os custos de ajustamentos não-convexos como uma razão para a heterogeneidade apresentada nos estudos de Hamermesh (1989), Hamermesh (1992), Caballero, Engel e Haltiwanger (1997)⁴⁶ e Cooper e Willis (2001). A estimação de uma função *hazard*⁴⁷, inicialmente, exigiu a definição da variável de duração que mede o tempo que a firma ficou no regime de inatividade. A partir disso, foi gerada uma nova amostra com as firmas que em algum momento entraram num regime de inatividade e, a partir daí, acompanhou-se até a saída desse regime. Na estimação do modelo de duração escolheu-se a função de distribuição Weibull, a qual permite testar diretamente a dependência da duração baseada apenas em seu formato por meio de um parâmetro, ρ , cuja interpretação sugere que uma dependência de duração negativa está condicionada a um $\rho < 1$; que, se $\rho > 1$, obtêm-se taxas *hazard* monotonicamente crescentes através do tempo e, por fim, se $\rho = 1$, observa-se a existência de uma distribuição exponencial (ou seja, uma função *hazard* constante). Para uma estrutura não-convexa aplicam-se os dois primeiros casos, ao

⁴⁴ Para estimar o seu modelo, Hamermesh (1992) empregou duas bases de dados diferentes. A primeira já havia sido utilizada em Hamermesh (1989) e compreendia as informações mensais para sete empresas de uma indústria, ao passo que a segunda foi obtida do estudo de Card (1986) e correspondia a ocupação de mecânico de sete companhias áreas no período de 1969-76. As evidências favoráveis à existência de custos de ajustamentos fixos foram obtidas apenas para a base de dados de Card (1986), ao passo que os resultados obtidos para as sete empresas sugeriram a existência de ambos os custos de ajustamentos: custos fixos e custos variáveis (quadráticos).

⁴⁵ Varejão e Portugal (2006) realizaram uma análise do ajustamento do emprego no nível das firmas. Numa análise descritiva dos dados observaram indícios de ajustes discretos do emprego característicos dos custos de ajustamento fixo. Os resultados obtidos na estimação de uma função *hazard* sugeriram que a estrutura de custos de ajustamento era não-convexa.

⁴⁶ Neste estudo adota-se uma abordagem similar à de Hamermesh (1989) apesar de não se adotar nenhum modelo específico de demanda por trabalho na análise das variações do emprego no nível das firmas. A principal contribuição do estudo encontra-se na forma do termo “gap”, ou seja, a diferença como é mensurados o nível atual do emprego e o nível desejado do emprego. O coeficiente de uma regressão da variação no emprego sobre mudanças nas horas permite calcular uma medida do “gap” e utiliza o grau no qual a firma ajusta o emprego para o nível desejado como uma função desse gap. Encontram um ajustamento *hazard* e concluem que, quanto maior a duração, mais provável é que ocorra a mudança no emprego.

⁴⁷ No próximo capítulo é descrita mais detalhadamente a metodologia utilizada.

passo que para uma estrutura de ajustamentos convexa o $\rho = 1$. Uma vantagem desse método está na definição da variável de duração a possibilidade de optar por diferentes regimes de não ajustamento.

2.3.5 Problemas de agregação⁴⁸

O tipo de informação disponível é uma importante questão que deve ser observada ao implementar os modelos econométricos de demanda dinâmica por trabalho, sendo fundamental na definição do tipo de procedimento a ser empregado para a estimação. Por exemplo, ao observar uma série de estudos na literatura, pode-se afirmar que, a existência de séries longas sem a possibilidade de identificar as empresas, indústrias ou, mesmo, setores leva ao uso de séries de tempo, ao passo que a disponibilidade de informações sobre variações no nível de emprego ao nível de firmas conduz ao uso de técnicas para painel de dados. Nos estudos empíricos, além dos problemas econométricos que às vezes se apresentam, é comum encontrar os relacionados à agregação dos dados, os quais têm origem em duas dimensões: agregação temporal ou agregação espacial.

O uso de informações com frequência mensal nos estudos sobre custos de ajustamento deveria ser a prática comum, porém nem sempre é possível encontrar bases de dados que forneçam esse tipo de informação. Assim, na maior parte dos estudos encontrados na literatura econômica sobre modelos dinâmicos de demanda por trabalho foram utilizados dados com periodicidade anual. Um problema que pode advir desse procedimento é que as flutuações ocorridas ao longo do ano já foram suavizadas. Hamermesh (1993) adverte que a agregação temporal (dentro do ano) deve produzir resultados seriamente viesados porque a maior parte do ajustamento, provavelmente, leva menos do que 12 meses. Portanto, não permite conhecer com maior precisão os custos de ajustamentos ou a velocidade de ajuste do emprego.

Não obstante o problema da agregação temporal⁴⁹, estudos sobre a demanda por trabalho são freqüentemente elaborados a partir de informações agregadas espacialmente. O exemplo mais comum é o da hipótese de homogeneidade de mão-de-

⁴⁸ Embora, tem-se optado por comentar brevemente a questão da agregação, em alguns estudos empíricos este problema é ignorado. No que diz respeito à agregação espacial, o problema é contornado assumindo-se a hipótese de custos de ajustamento quadráticos simétricos. Ver Hamermesh e Pfann (1996a, p. 1277).

⁴⁹ Embora o uso de dados mensais permita capturar freqüentes mudanças no emprego e horas, a agregação espacial proíbe identificar os custos em nível da empresa.

obra, não levando em consideração se há diferenças oriundas na contratação e demissão de mão-de-obra qualificada ou não qualificada, ou de trabalhadores de produção àqueles que não estão na produção. Estudos como os de Pfann e Palm (1993) e Alonso-Borrego (1998) mostram que existem diferenças significativas entre os custos de ajustamentos entre esses trabalhadores. Outra agregação espacial frequentemente encontrada nos estudos empíricos sobre custos de ajustamentos diz respeito aos setores, ou seja, a dificuldade de obter informações em nível de firmas é contornada nos estudos com o uso de dados agregados por setor. Novamente, isso pode ser problemático. Existem setores em que o tipo de mão-de-obra empregada exige uma maior qualificação se comparada à de outros na economia como um todo; além disso, alguns setores empregam capital intensivo, ao passo que outros utilizam mão-de-obra intensiva. De certa forma, tal procedimento pode gerar resultados não condizentes com a realidade e impedir que identifiquem-se corretamente os custos em nível da empresa⁵⁰, conduzindo a conclusões com certas limitações.

2.4 Considerações finais

O presente capítulo teve como propósito apresentar um panorama de como os custos de ajustamentos têm sido tratados na literatura econômica. Inicialmente, foram descritos os modelos teóricos, dando ênfase em particular às quatro funções de custos de ajustamento mais usuais. Na seqüência, apresentou-se os procedimentos econométrico utilizados na estimação do modelo de ajustamento parcial e da equação de Euler. A partir daí, foram apresentados dois estudos com o intuito evidenciar a carência de pesquisas com intuito em diferenciar se os custos são convexos ou não-convexos: Hamermesh (1992) e Varejão e Portugal (2006). Por fim, mostrou-se o problema que é muito comum nos estudos que diz respeito à agregação. De um modo geral, esse panorama revelou, em primeiro lugar, que a hipótese de custos de ajustamentos quadráticos vem sendo historicamente abandonada; em segundo, a existência de limitações dos resultados a partir do uso de dados agregados; em terceiro, que nos estudos empíricos, ver Tabela 1 e 2, poucos estudos no mundo e nenhum usando dados brasileiros consideraram a possibilidade de custos não quadráticos e/ou não-convexos. Assim, no próximo capítulo, são apresentados os resultados obtidos ao se analisar a

⁵⁰ A variável emprego agregado (ou emprego total) pode ser resultado da combinação entre a homogeneidade de mão-obra e agregação de setores.

série de emprego com o uso de uma matriz de transição de regimes de emprego e dos modelos de duração do ajustamento do emprego para informações de empresas industriais do Rio Grande do Sul.

Tabela 1: Sistematização dos estudos utilizando séries de tempo

Estudo	País	Descrição	Tipo de trabalho	Especificação	Resultados
Burgess (1988) ⁽³⁾	U.K.	Indústria agregada (trimestral) 1963:1 – 1979: III	(E) Emprego homogêneo	Estimação direta de ΔE	Linear
Peel and Walker (1978)	U.K.	Emprego Agregado (trimestral) 1962:1 – 1973:IV	(E) Emprego homogêneo	Estimação direta de E	Linear
Fanelli (2002)	Dinamarca	Indústria agregada (trimestral) 1974:1 – 1993:IV	(E) Emprego homogêneo	Estimação da Eq. Euler (Expectativas racionais)	Linear quadrático
Amano and Wirjanto (1997)	Canadá	Agregado (trimestral) 1967:1 – 1993: IV	(E) homogêneo	Estimação da Eq. Euler (Expectativas racionais)	Linear quadrático
Engsted e Haldrup (1994)	Dinamarca	Emprego homogêneo: 1974-I a 1990-IV	(E) Emprego homogêneo	Estimação do E (expectativas racionais)	Linear-quadrático
Palm e Pfann (1990)	Holanda	Indústria de transformação: 1971-I a 1984-IV	(E) emprego Heterogêneo: Trabalho qualificado e não-qualificado	Estimação de N e da demanda interrelacionada do trabalho qualificado e não-qualificado	Linear-quadrático
Kenan (1979)	U.S.	Indústria de bens duráveis e não duráveis (trimestral) 1947 – 69	(E) Emprego homogêneo	Estimação da Eq. Euler (Expectativas racionais)	Quadrático Ajustamento parcial
Burda (1991) ⁽⁴⁾	Países da Europa ^(*)	Indústria agregada (anual) 1950-87	(E) Emprego homogêneo	Estimação da Eq. Euler	Quadrático Evidência limitada
Pfann and Palm (1993)	U.K. e Netherlands	Indústria U.K.: 1955 – 86 N.: 1971:1 – 1984: IV	(E) Emprego heterogêneo Trabalhadores produção e não produção (NP e P)	Estimação da Eq. Euler para ΔE	Assimétrico
Burgess and Dolado (1989)	U.K.	Setores da Indústria agregado (trimestral) 1965:1 – 1984:IV	(E) Emprego homogêneo	Estimação da Eq. Euler para ΔE	Assimétrico
Pfann (1996)	U.K e Holanda	Indústria agregada U.K.: 1971:1 – 1984: IV Holanda: 1955-86	(E) Emprego homogêneo	Estimação de modelo não-linear da Eq. Euler para L	Assimétrico
Liu e Spector (2005)	U.S.	Emprego na produção industrial: 1964-2000	(E) Emprego heterogêneo NP e P	Estimação de ΔNP e ΔP	Assimétrico
Caballero e Engel (1993)	U.S.	Firmas (trimestral) 1972:1 – 1986:IV	(E) Emprego homogêneo	Função Hazard	Lumpy
Hamermesh (1990)	U. S.	Setor privado (trimestral) 1954:1 – 1988: II Indústria (mensal) 1965:1 – 1988:6	(E, H) homogêneo	Estimação de E Expectativa estáticas	Lumpy
Gonzaga (1993)	U.S.	19 cias. Aéreas (trimestral): 1959-1977.	(E) Emprego heterogêneo	Estimação do modelo TAR	Assimétrico
Pfann (2001)	U.S.	Agregado em 6 categorias (trimestral) 1954-I a 1990-IV	(E) Emprego heterogêneo	Estimação de um modelo linear com expectativas estáticas	Assimétrico Ajustamento Parcial
Hamermesh (1989)	U.S.	7 empresas (mensal) 1977:12 – 1987:5	(E) Emprego homogêneo	Switching model em ΔE com expectativas estáticas	Lumpy Custos fixos
Estevão (1991)	SP e Brasil	Setores da Indústria (mensal) Fiesp: 1975:2 – 89:12 PIM: 1985:2 – 89:12	(E/H) Emprego e horas homogêneo	Estimação direta de E/H	Linear
Pereira e Gonzaga (1998)	SP e Brasil	Emprego agregado Fiesp: 1975-89 (mensal) PIM: 1985-97 (mensal)	(E e H médias) Emprego e horas homogêneo	Estimação da Eq. Euler por modelo não linear	Linear quadrático
Meyer (1998)	Brasil	27 setores da Indústria (mensal) 1983:1 – 1997:12	(E, H) Emprego e horas homogêneo	Estimação da Eq. Euler	Linear quadrático
Pereira (1998)	S.P. e Brasil	setores Indústria Fiesp.: 1975:1 – 1987:3 PIM.: 1985:1 – 1997:1	(E, H) Emprego e horas homogêneo	Estimação da Eq. Euler para ΔE e ΔH	Linear quadrático
Ambrózio (1999)	Brasil	Agregado 1983:1 – 1997:12	(E) Emprego heterogêneo trabalho qualificado e não qualificado	Estimação da Eq. Euler	Quadrático Ajustamento parcial

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 2: Sistematização dos estudos utilizando painel de dados (microdados)

Estudo	País	Dados	Tipo de trabalho	Especificação	Resultados
Anderson (1993)	U.S.	Firmas (trimestral) 1978:1 – 1984:1	(E) Emprego homogêneo	Estimação direta Expectativas estáticas	Linear
Lundgren and Sjöström (2001)	Suécia	20 Firmas: 1972-90 15 Indústrias: 1974-96 (anual)	(E) E prego homogêneo	Estimação da eq. Euler para ΔE	Linear
Rezitis, Brown and Foster (1998)	U.S.	Indústria de cigaros (anual) 1951-92	(E) Emprego homogêneo		Quadrático
Hamermesh (1995)	U.S.	Estabelecimento: 3 Indústria: 1988:3 – 1990:6 1 Hospital: 1988:1 – 1990:1	(E) Emprego homogêneo	Estimação de E Expectativas estáticas	Quadrático e custos fixos
Alonso-Borrego (1998)	Espanha	1080 Firmas (anual) 1986-91	(E) Emprego heterogêneo: trabalhadores da produção (P) e não produção (NP)	Estimação da eq. Euler para ΔENP e ΔEP Expectativas racionais	Assimétrico
Pfann and Verspagen (1989)	Holanda	119 Firmas (anual) 1978 – 86	(E) Emprego homogêneo	Estimação direta do custo médio do trabalho ΔE	Assimétrico
Jaramillo, Schiantarelli and Sembenelli (1993)	Itália	52 indústrias (anual) 1958 – 1988	(E) Emprego homogêneo	Estimação da Eq. Euler para ΔE	Assimétrico
Chang and Stefanou (1988)	U.S.	173 propriedades agrícolas (anual) 1982-84	(E) Emprego homogêneo	Estimação de um switching model com 4 insumos e expectativas estáticas	Assimétrico
Hamermesh (1992)	U.S.	7 Firmas setor aéreo (trimestral) 1969-76	(E) Emprego homogêneo	estimação de um switching model para ΔE com expectativas estáticas	Lumpy (fixo e variável)
Hildreth and Othake (1998)	Japão	Indústria de veículos 1990:1 – 1995:10	(E, H) Emprego e horas homogêneo	Estimação de switching model em ΔE com expectativas estáticas	Lumpy
Caballero, Engel and Haltiwanger (1995)	U.S.	Indústria (trimestral) 1972 – 80	(H) Emprego homogêneo	Uma função de ΔE de horas por trabalhador	Lumpy
Rota (2004)	Itália	Indústria: 1982-1989	(H) Emprego homogêneo	Estimação a Eq. Euler	Lumpy

Fonte: Elaboração própria.

- (NP) = Não produção e (P) = produção.

3 A ESTRUTURA DOS CUSTOS DE AJUSTAMENTOS E A DINÂMICA DO EMPREGO NA INDÚSTRIA DO RIO GRANDE DO SUL

3.1 Introdução

Como vimos no capítulo anterior, nos estudos empíricos sobre demanda por trabalho percebe-se um padrão. Inicialmente, supõe-se uma função de custos de ajustamentos e, a partir disso, estima-se a equação de Euler ou uma equação final¹, obtida após se resolver o problema da firma. Ao proceder dessa forma, o pesquisador admite conhecer *a priori* se a função de custos de ajustamentos é convexa ou não-convexa. Diferentemente desses estudos, o procedimento adotado neste capítulo é o de fazer uma análise dos dados de forma a descobrir qual é o padrão de ajustamentos que está associado com a base de dados utilizada, buscando responder à seguinte indagação: qual a estrutura de custos de ajustamentos no nível das firmas na indústria de transformação gaúcha. A metodologia utilizada considera como fundamental o conceito de continuidade para identificar se o padrão de ajustamento é convexo ou não-convexo. Num primeiro momento, uma matriz de transição é empregada para verificar a existência de continuidade dos ajustes do emprego feitos pelas firmas; a partir daí, uma função *hazard* é utilizada para obter a probabilidade de ajustar o emprego, dado que a firma esteve inativa. Os resultados mostram que a estrutura de custos de ajustamentos exibe um padrão não-convexo, sugerindo que os ajustamentos do emprego não são freqüentes e, quando ocorrem, são caracterizados por uma significativa alteração no nível de emprego.

2.2 Os dados

Os dados utilizados para identificar a estrutura de custos de ajustamento na indústria gaúcha foram obtidos junto à Federação das Indústrias do estado do Rio Grande do Sul e têm origem na Pesquisa Indicadores Industriais da Confederação Nacional das Indústrias. As informações estão disponíveis na base de dados a partir de 1991 até 2004. As unidades informantes são empresas e as suas filiais localizadas no estado do Rio Grande do Sul. A matriz responde às informações referentes a ela e às suas filiais no estado. 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

¹ Após o trabalho de Sargent (1978), o modelo de ajustamento parcial, anteriormente estimado de forma *ad hoc*, passou a ser utilizado como a solução de um problema dinâmico de maximização de lucros da firma.

alimentares, bebidas, fumo, editorial e gráfica e, por fim, diversas. A classificação de atividades da pesquisa é a mesma do cadastro RAIS-88, ou seja, corresponde à classificação utilizada pelo CNAE-73, tanto para o gênero industrial quanto para o subgênero.

A amostra utilizada não é necessariamente estatisticamente representativa². O processo de amostragem utilizado na formação do painel de empresas³ informantes é incidental. Um dos critérios empregados na formação desse painel é a seleção das unidades informantes, responsáveis por 50% do número de empregados do gênero⁴. No caso particular daqueles gêneros não explicitados individualmente, ou seja, na classe de outros gêneros, esse percentual é igual a 20% do número de empregados. Esse procedimento caracteriza uma sub-representação de pequenas empresas no painel utilizado pela Fiergs.

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. Nesse sentido, as características presentes na série de emprego gerada pela PIM devem estar presentes na série de emprego obtida pela CNI como, por exemplo, a tendência declinante ao longo do tempo no emprego do setor industrial. De maneira a complementar a análise gráfica, estatisticamente, uma correlação entre as duas séries pode confirmar a representatividade da amostra. Como pode ser observada na Figura 3, a série de emprego da CNI (n_{cni}) apresenta o mesmo comportamento observado na série do emprego da PIM (n_{pim}), ou seja, possui uma tendência declinante ao longo do tempo, acompanhando também as mudanças bruscas apresentadas pelo emprego da PIM. A correlação entre as duas séries é de 0,92, permitindo inferir que a amostra utilizada pela Pesquisa Indicadores Industriais da Confederação Nacional das Indústrias é representativa, podendo ser utilizada para o comportamento do emprego no Rio Grande do Sul.

A Tabela 3 apresenta uma configuração das firmas de acordo com o número de empregados no quarto trimestre de cada ano. Em geral, observa-se que as microempresas ($n < 20$) representam o menor grupo na amostra, ao passo que, no sentido oposto, os estabelecimentos de tamanho médio ($100 < n < 500$) compreendem o maior grupo. Como

² O critério de avaliação desse painel é a razão entre o número de empregados total das unidades do painel e o número de empregados total na indústria local, seja para gênero, seja para o agregado.

³ Com respeito às empresas, não é possível contabilizar as entradas e saídas. Existem firmas presentes em todos os meses, firmas que estão presentes desde janeiro de 1991, porém que ao longo do período deixaram de responder ou morreram, e firmas que começaram a responder ou nasceram e seguem até maio de 2004.

⁴ É importante ressaltar que 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. Os gêneros restantes compõem a classe de outros gêneros, utilizada na obtenção do resultado agregado para a indústria de transformação.

pode ser visto, em 1991, a participação das microempresas no total de empresas correspondia a 5,28%, ao passo que as médias respondiam por 44,41%, ou seja, aproximadamente nove vezes mais. Ao longo do tempo essa diferença aumenta significativamente e, em 2004, essa participação atinge uma magnitude de 24 vezes mais. Ao considerar, conjuntamente, as empresas de porte médio e grande ($n > 500$), em média, elas representam 73% do total de empresas no período de 1991-2004.

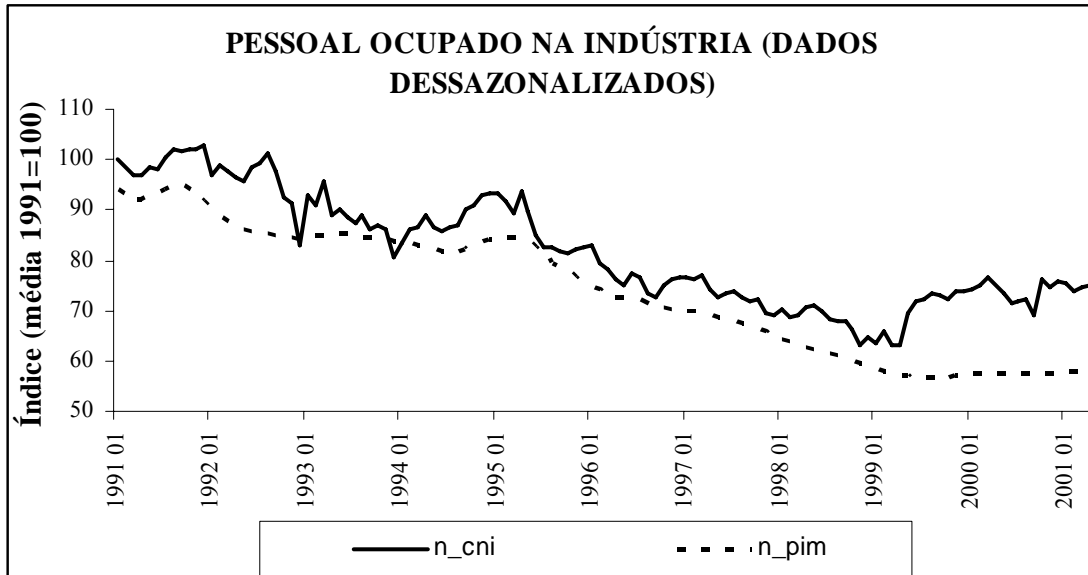


Figura 3 – Pessoal Ocupado na indústria (dados dessazonalizados)

A base utilizada neste estudo abrange o período de janeiro de 1991 a maio de 2004. As informações sobre pessoal referem-se ao pessoal ocupado com vínculo empregatício no último dia de cada mês, ou seja, as movimentações de trabalhadores entre essas datas ocorridas nas empresas não são consideradas. Ao considerar que as informações sobre o número de demissões e contratações também não são informadas, as análises a partir dessas representam as variações líquidas do pessoal ocupado. Há várias razões para o uso da base: primeiro, ela tem periodicidade mensal e é de fácil acesso; segundo, a amplitude das informações coletadas, a saber, pessoal empregado total (n), pessoal empregado na produção (np), pessoal empregado fora da produção (nfp), horas trabalhadas na produção, total de custos com pessoal, total de salários líquidos, salários líquidos do pessoal empregado na produção, dias trabalhados na produção, quantidade produzida, vendas (com destino ao Rio Grande do Sul, outros estados e para o exterior), compras (de origem do Rio Grande do Sul, de outros estados e do exterior), utilização da capacidade instalada (em %) e consumo de energia elétrica (Kwh). Terceiro, ao longo do período em análise, de 1991 a 2004, não houve alterações no instrumento utilizado para coletar as informações. Por fim, também permite realizar estudos considerando análises agregadas ou desagregadas para a indústria de

transformação. Por exemplo, se, por um lado, é possível fazer um estudo da demanda por trabalho considerando o pessoal empregado total das indústrias do Rio Grande do Sul, por outro, é possível verificar se existem diferenças na demanda por trabalho entre o pessoal empregado na produção e fora da produção por empresa.

Uma primeira aproximação para conhecer o padrão de ajustamento do emprego pode ser observada na Figura 4, na qual é representada a distribuição das taxas de crescimento do emprego por trimestre. À direita da origem estão as taxas de expansão do emprego; à esquerda, as taxas que apresentaram uma variação negativa no nível de emprego. 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 dá indícios da existência de situações de inatividade do emprego, sugerindo a existência de uma não-convexidade nos custos de ajustamentos do trabalho.

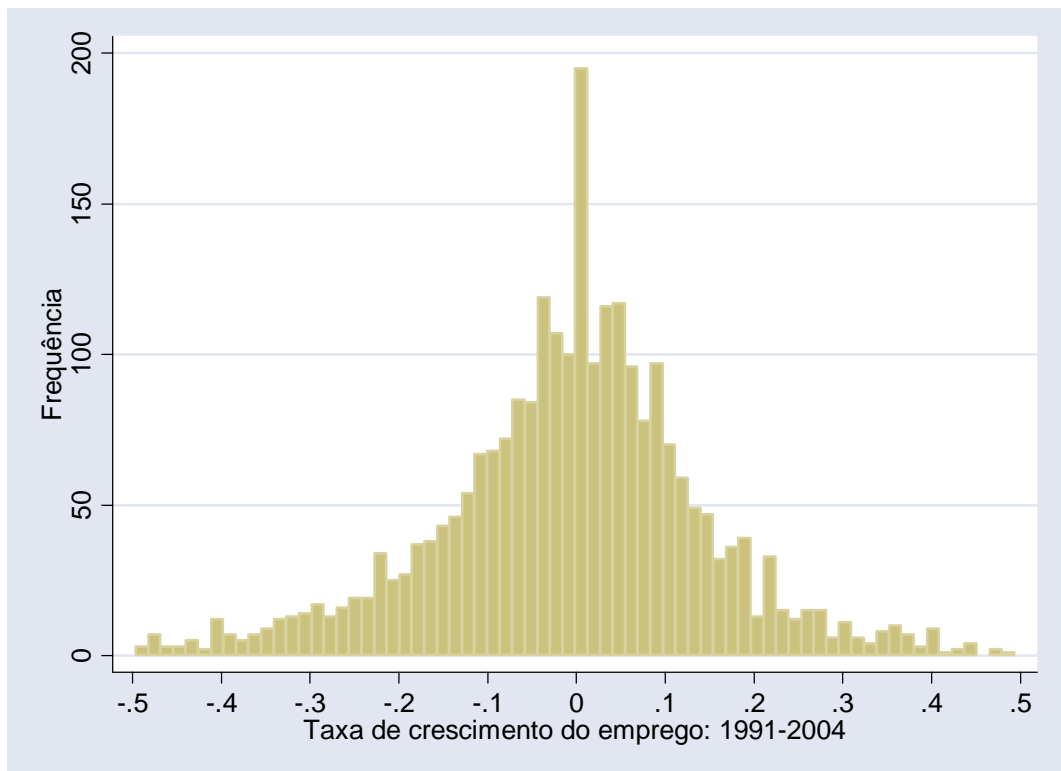


Figura 4 – Taxa de crescimento do emprego: 1991-2004.

Aparentemente, esse resultado sinaliza que uma proporção significativa das empresas não altera o emprego de um trimestre para outro; caso o façam, esse ajuste é mínimo e próximo a zero. Se o padrão de ajustamento fosse outro, isto é, convexo, o comportamento apresentado pela distribuição das taxas de crescimento viria na forma de um sino, com um decaimento suave e sem picos. Observa-se ainda, à direita da origem, que as taxas de crescimento do emprego apresentam um decaimento mais rápido se comparado àquele

apresentado no lado esquerdo da origem. Trata-se de uma característica muito comum e que pode estar dando evidências da existência de assimetrias no ajustamento do trabalho.

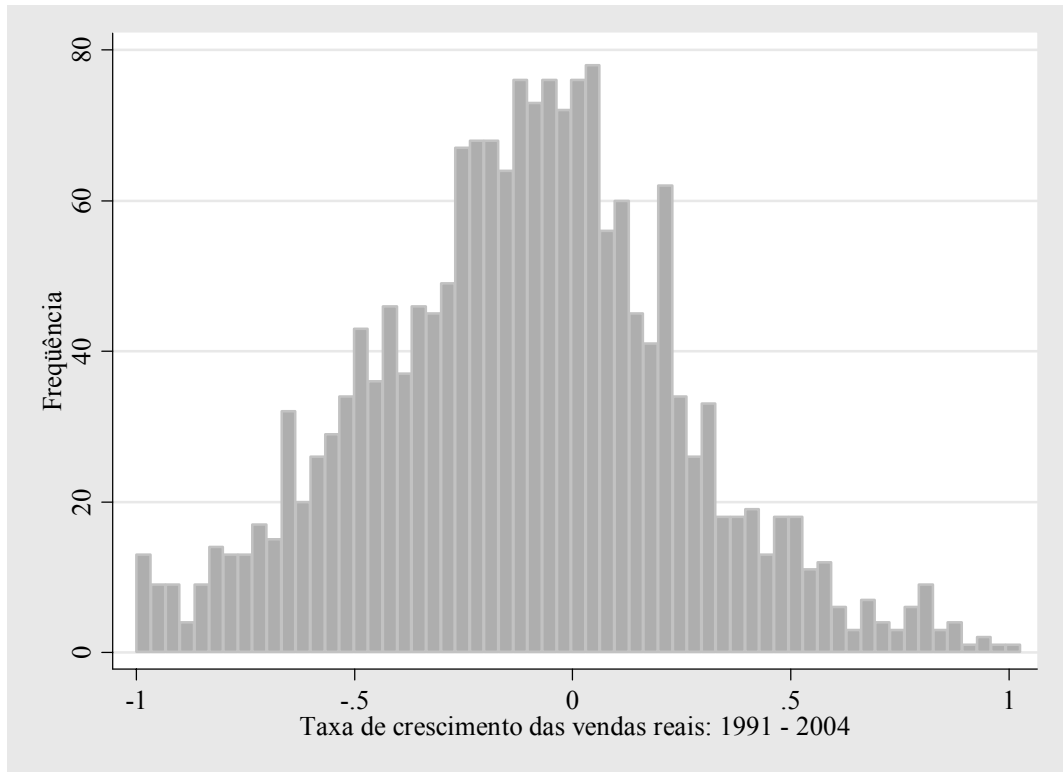


Figura 5 – Taxa de crescimento das vendas reais: 1991-2004.

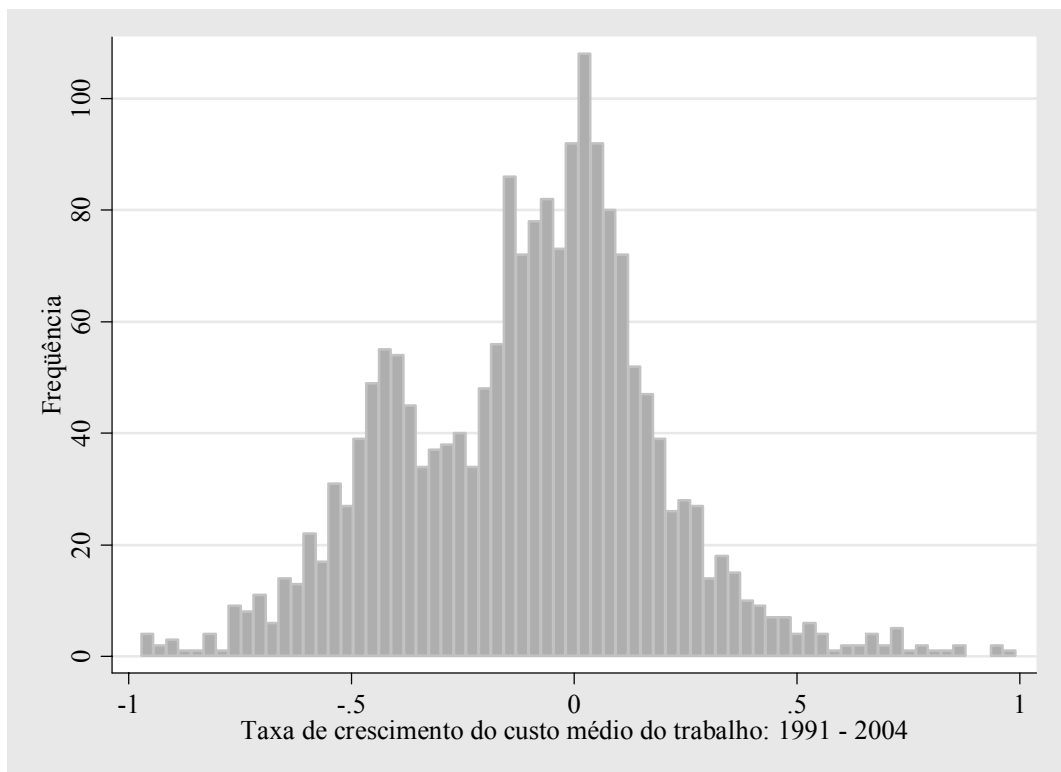


Figura 6 – Taxa de crescimento do custo médio do trabalho: 1991-2004.

As distribuições das taxas de crescimento das vendas reais e do custo médio do trabalho, para o período de 1991-2004, são apresentadas nas Figuras 5 e 6, respectivamente, nos quais os histogramas omitem alterações menores do que 100 por cento e maiores do que 100%. Observa-se que as distribuições não possuem um formato de sino padrão, inclusive a taxa de crescimento do custo médio do trabalho dar indícios de duas modas.

3.3 Matriz de transição entre os regimes de emprego

Apesar de a distribuição das taxas de crescimento do emprego apresentadas na Figura 3 sugerir que o padrão de ajustamento é não-convexo é necessário encontrar outras formas que venham corroborar ou não com essa evidência. A principal diferença observada entre os dois possíveis padrões de ajustamentos pode ser materializada com base na continuidade ou não do ajustamento. Uma maneira simples de identificar se os custos de ajustamento são convexas é verificar se, após um período em que ocorreu um ajuste na demanda por trabalho, subseqüentes períodos com ajustes são observados, tendo em vista que a intensidade desses ajustes deve ser decrescente ao longo do tempo (isto é, se $\Delta n_{t+1} \neq 0$ dado que $\Delta n_t \neq 0$ e que $\Delta n_{t+1} < \Delta n_t$). De maneira similar, se os custos de ajustamentos são não-convexos, os períodos subseqüentes a um período de ajuste no emprego serão caracterizados por uma inatividade⁵, ou seja, a empresa não irá promover nenhuma alteração no emprego (isto é, se $\Delta n_{t+1} = 0$ dado que $\Delta n_t \neq 0$). Portanto, observar se existiu ou não continuidade no ajustamento do emprego nos períodos subseqüentes ao de um período de ajustamento pode ser um critério útil e rápido para identificar o padrão de ajustamento e, conseqüentemente, o tipo de custos de ajustamento em nível das firmas.

Assim, para distinguir se a estrutura de custos de ajustamentos é convexa ou não-convexa, todas as firmas em cada trimestre foram classificadas dentro de um regime de emprego e a sua situação a um período à frente foi observada. Foram considerados três regimes, a saber: *i*) um regime de ajuste para cima (AC); *ii*) um regime de ajuste para baixo (AB) e, por fim, caso a firma opte por manter o mesmo nível de emprego, o que equivale a não realizar o ajustamento, um regime de inatividade (I). Essas informações podem ser analisadas de acordo com as probabilidades que governam as transições entre os regimes. Basta dispor de dados sobre as firmas que se movimentaram de um regime observado num determinado trimestre para outro no trimestre subseqüente. Por exemplo, se uma firma num dado trimestre promoveu alterações no emprego para cima, isto é, ajustou para cima, e, no

⁵ Inatividade pode ser definida como não havendo alterações no nível de emprego da firma.

trimestre seguinte, não fez nenhuma alteração no seu nível de emprego, será contabilizada na composição das transições de AC para I (ou melhor, de ativo-inativo). Entre outras situações, a firma também pode promover alterações no emprego para cima no período t e, no período subsequente, continuar alterando o seu nível de emprego nos períodos futuros. Nesse caso, ela deverá ser contabilizada na composição das transições de AC para AC (ou seja, de ativo-ativo). Com essas informações é possível estimar as probabilidades condicionais, como por exemplo:

$$P(I_t|AC_{t-1}) = (AC, I)_t / AC_{t-1} = (ac, l) \quad (87)$$

em que: $(AC, I)_t$ = número de empresas que ajustaram para cima o emprego em $t-1$ e ficaram inativas no período t ;

AC_{t-1} = número de empresas que ajustaram o emprego para cima no período $t-1$;

(ac, l) = é a probabilidade de não ocorrerem alterações no emprego em t , dado que as firmas ajustaram o emprego para cima em $t-1$.

Essas probabilidades são conhecidas como probabilidades de transição e são condicionais na linha. Considerando que $i = j = AC, AB$ e I , elas mostram as probabilidades de transitar de um regime j para um regime i entre trimestres e são relativas às empresas, podendo ser estimadas sem qualquer suposição adicional. Para obtê-las, inicialmente, contabiliza-se o número de empresas que se movimentam de um regime para o outro a cada trimestre, gerando nove fluxos possíveis, como pode ser visto na Tabela 4. A partir daí, as probabilidades⁶ devem ser calculadas para cada trimestre pela relação entre o número de empresas em cada transição e o número total de empresas em cada regime original.

Após calcular as probabilidades de transição entre os regimes e construir uma matriz similar à apresentada na Tabela 4, a análise dos resultados recai sobre as probabilidades descritas na diagonal principal, na qual são observadas as probabilidades de transição dentro do mesmo regime. Com exceção da situação da transição de I para I (de inativo-inativo), todas as outras situações na diagonal podem ser consideradas evidências favoráveis a uma estrutura de custos de ajustamentos convexa. Os indícios de custos de ajustamentos fixos, ou de uma estrutura de custos de ajustamentos não-convexos, podem ser observados na coluna I, na qual

⁶ As probabilidades de transição apresentadas na Tabela 3 variam entre $0 \leq p_{ij,t} \leq 1$ e o $\sum_i p_{ij,t} = 1$.

são descritas as probabilidades de transitar de AB para I, de AC para I e, de uma vez, estando no regime de inatividade, de se manterem nesse regime, ou seja, de I para I.

Tabela 4: Matriz de probabilidades de transição

Variação do emprego no período t-1	Variação do emprego no período t		
	AB	I	AC
AB	ab , ab	ab, l	ab, ac
I	l, ab	l, l	l,ac
AC	ac, ab	ac, l	ac, ac

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 5 apresenta as probabilidades de transição entre os regimes. Observa-se pela diagonal principal que a probabilidade de as firmas se manterem dentro do mesmo regime está próxima de 50%, exceto para a transição do regime de inatividade para inatividade (de I para I). Apenas 27,72% das firmas que visitaram o regime de inatividade num trimestre ainda permaneceram nesse regime no trimestre seguinte. Observa-se ainda na coluna do regime I que um pequeno percentual de firmas que fizeram uma transição dos regimes de AB para AC ou de AC para AB passaram pelo regime de inatividade, ou seja, a probabilidade de (ab,l = 6,54%) e (ac, l)=5,99%, respectivamente. De um modo geral, esse resultado indica que um baixo número de firmas se deslocará para um regime de inatividade após um período de ajuste da demanda por trabalho, sugerindo evidências favoráveis a um padrão de ajustamento convexo.

Esse resultado é consistente com uma amostra que inclui, sobretudo, empresas de maior porte, ou seja, de maior dimensão. Isso pode ser confirmado por meio da Tabela 3, onde se observa que as empresas com um número igual ou superior a cem empregados correspondem a 79% da amostra utilizada no presente capítulo. Relacionado a esse fato, a alteração de um número reduzido de trabalhadores numa grande empresa não representa, necessariamente, um ajustamento a um choque de demanda; pode apenas estar sugerindo um ajuste usual ou friccional (*natural attriction*). Por isso, adotar como definição de inatividade a situação em que não houve nenhuma alteração no nível de emprego das firmas durante um período de tempo, ou seja, um limite (*threshold*) de zero absoluto sobre o ajustamento do emprego líquido, pode se mostrar restritivo, o que permite adotar dois outros critérios relativos, a saber:

- limite de 5% sobre o ajustamento do emprego líquido: o estabelecimento é classificado como inativo se, durante o período, a mudança no nível de emprego é menor do que 5% do emprego apresentado no início do período;
- limite de 10% sobre o ajustamento do emprego líquido: o estabelecimento é classificado como inativo se, durante o período, a mudança no nível de emprego é menor do que 10% do emprego apresentado no início do período.

As Tabelas 6 e 7 apresentam as matrizes de transição calculadas para esses dois novos critérios. Como pode ser visto pela diagonal principal da matriz para o *threshold* de 5%, 68,27% das firmas que visitaram o regime de inatividade num trimestre permaneceram nesse mesmo regime no trimestre subsequente. Esse resultado sugere uma persistência do regime de inatividade e mostra a relevância desse regime como principal destino para uma grande parte das firmas que realizam uma transição de um trimestre para o trimestre seguinte como consistente com a existência de custos de ajustamentos fixos. A coluna I mostra que, das firmas que passaram de AB para AC e de AC para AB, cerca de 50% visitaram primeiramente o regime de inatividade. Qualitativamente, esse mesmo resultado pode ser observado ao considerar o *threshold* de 10%, apesar de que, quantitativamente, o percentual de firmas que se mantiveram dentro dos regimes de inatividade atingiu 85,31%, sugerindo que o padrão de ajustamento das firmas é não-convexo. De um modo geral, os resultados mostram a persistência da inatividade e confirmam a relevância desse regime como o destino das empresas que fazem uma transição de um trimestre para o seguinte e que é consistente com a hipótese de que o padrão de ajustamento é não-convexo.

Tabela 5: Matriz de transição para emprego total (1991-2004) – Inatividade (limite zero absoluto)

Período		Período t		
		AB	I	AC
Período t-1	AB	53.24	6.54	40.22
	I	37.63	27.72	34.65
	AC	44.81	5.99	49.21

Pearson $\chi^2(4) = 634.4944$ Pr = 0.000

Fonte: Baseado em amostra da pesquisa Fierngs/CNI e cálculos do autor.

Não obstante a importância desses resultados, apenas faz sentido se os regimes AC, AB e I que ocorreram no período t não forem independentes daqueles observados no período t-1. Portanto, resta saber se existe independência entre os eventos que ocorrem em t-1 e t. A

estatística qui-quadrado de Pearson⁷ pode ser empregada com a finalidade de validar as matrizes apresentadas nas Tabelas 5, 6 e 7. A idéia dessa estatística é testar a hipótese nula de independência entre os eventos contra a hipótese alternativa de não-independência. Como pode ser visto nas tabelas, o valor calculado para a estatística de Pearson, considerando 4 graus de liberdade, é superior ao valor crítico fixado ao nível de significância de 5%, que corresponde a 9,49, sugerindo a rejeição da hipótese nula de independência, ou seja, obtêm-se evidências de que as empresas, ao terem de decidir sobre o ajuste da demanda por trabalho no período atual (t), levam em conta a sua decisão no período passado (t-1).

Tabela 6: Matriz de transição para emprego total (1991-2004) – Inatividade (limite 5%)

Período		Período t		
		AB	I	AC
Período t-1	AB	29.71	48.41	21.88
	I	16.31	68.27	15.42
	AC	25.83	50.29	23.89

Pearson $\chi^2(4) = 447.9110$ Pr = [0.0000]

Fonte: Baseado em amostra da pesquisa Fiergs/CNI e cálculos do autor.

Tabela 7: Matriz de transição para o emprego total (1991-2004) – Inatividade (limite 10%)

Período		Período t		
		AB	I	AC
Período t-1	AB	21.70	62.18	16.13
	I	7.82	85.31	6.87
	AC	22.25	63.80	13.94

Pearson $\chi^2(4) = 611.6930$ [0.0000]

Fonte: Baseado em amostra da pesquisa Fiergs/CNI e cálculos do autor.

Apesar das evidências favoráveis a uma estrutura de custos de ajustamentos não convexa, três considerações devem ser feitas. A primeira diz respeito à matriz de transição, que supõe que a probabilidade de transição independe do número de períodos no regime, ou seja, é uma matriz markoviana de primeira ordem, na qual se observam apenas o período t-1 e o período t. A segunda, e talvez mais importante, é a hipótese de que o estabelecimento é classificado como inativo se, durante o período, a mudança no nível de emprego é menor do que 5% e 10% do emprego apresentado no início do período. Se essa hipótese viesse a ser 2,5% do emprego, qual seria o resultado? A identificação depende de um critério relativo

⁷ Uma exposição detalhada da estatística qui-quadrado de Pearson pode ser encontrada em Bussab e Morettin (2002).

arbitrário, o que torna o resultado encontrado um tanto frágil, porém não deixa de ser relevante.

A terceira é que as evidências para o padrão de ajustamento do emprego observado no nível das empresas consistente com custos de ajustamentos não-convexo não são uma conclusão definitiva porque outros fatores devem estar afetando o que é observado. Por exemplo, não foi considerado se as empresas estão ou não sendo afetadas por choques. Segundo Varejão e Portugal (2006), o processo de ajustamento com custos fixos reflete uma distribuição assimétrica de choques idiossincráticos ao invés de uma estrutura de custos de ajustamentos. Nesse sentido, o uso de um modelo de duração do ajustamento do emprego pode ser uma abordagem alternativa para verificar ou validar os resultados acima apresentados.

3.4 Modelos de duração do ajustamento do emprego

Na literatura sobre demanda por trabalho, a relação entre o padrão de ajustamento ao nível das empresas e as estruturas de custos de ajustamentos pode ser obtida de duas maneiras. A primeira, e a mais comum, é estimar um modelo de demanda por trabalho no qual a hipótese de custos de ajustamento não-convexo é considerada. Uma comparação com os resultados obtidos para um modelo com custos de ajustamentos convexos poderia ser útil para identificar o tipo da estrutura de custos de ajustamentos. Esse procedimento foi adotado em Hamermesh (1989), Hamermesh (1990) e Hildreth e Othake (1998).

A segunda pode ser mais bem compreendida com o uso de um modelo do tipo (S,s), amplamente utilizado nos estudos sobre investimentos (ver Caballero e Engel (1993)). Ela se baseia no tempo de ajustamento do emprego, precisamente no tempo entre dois episódios consecutivos de ajuste. Intuitivamente, considerando que o padrão de ajustamentos é não convexo, a trajetória do ajustamento em nível micro deverá ser a mesma para as empresas. Por isso, é importante observar o momento do ajustamento, principalmente o momento entre dois ajustes consecutivos.

Uma descrição detalhada do modelo (S,s) pode ser encontrada em Caballero e Engel (1991), Foote (1998), Rota (2001), entre outros. Para uma breve apresentação, suponha-se que no tempo t cada estabelecimento i tem um nível de emprego desejado N_{it}^* e que, na ausência dos custos de ajustamentos, seria igual ao nível atual de emprego, N_{it} . Suponha-se, ainda, que s_{it} é a diferença entre o nível do emprego desejado e o atual, $s_{it} = N_{it}^* - N_{it}$, e que cada empresa possui uma região de inatividade que contém todos os possíveis níveis de s_{it} . Se os

custos de ajustamento são não-convexos, as firmas devem ajustar o nível de emprego apenas quando s_{it} atingir um dos limites (seja o superior ou o inferior) da região de inatividade, dada por S_i ou s_i .

Considerando que N_i^* seja governado por um movimento browniano com um *drift* μ e uma variância σ^2 , cada empresa, individualmente, apresentará uma função densidade de probabilidade dentro da sua região de inatividade, e o formato dessa função dependerá do valor de $\frac{\mu}{\sigma^2}$. De acordo com os choques que as empresas recebem, elas irão ou não promover um ajuste no nível de emprego, o que vai depender do tamanho do choque e da posição em que ela se encontra em relação aos limites da região de inatividade. Portanto, a probabilidade de ajustar o emprego no caso de custos não-convexos vai depender de quão próximas as empresas se encontram dos limites de inatividade.

Para Foote (1998) duas situações relacionadas ao *drift* μ merecem ser destacadas. Na primeira, se $\mu \neq 0$, a probabilidade de ajustar o nível de emprego é uma função positiva do tempo que decorreu desde o ajustamento anterior, em que cada choque que a empresa recebeu aproximou-a mais dos limites da região de inatividade. Implicitamente, é como se a ocorrência ou não de um ajustamento estivesse sujeita a uma estrutura de choques. Na segunda, se $\mu = 0$, a função *hazard* é constante e a duração do regime de inatividade é exponencialmente distribuída. É uma situação em que equivale a dizer que a tecnologia de ajustamento é não-convexa. Mas como distinguir entre as duas? Na distinção entre uma ou outra, os modelos de duração poderiam ser úteis. Por exemplo, se o padrão de ajustamento é não-convexo, espera-se uma relação positiva entre a probabilidade condicional de ajustamento e a duração dos períodos de não-ajustamento, ou seja, a função *hazard* é positivamente inclinada. Ao levar isso em conta, a seguir é descrito uma função *hazard* para o ajustamento do emprego.

3.4.1 Procedimentos de estimação

Antes de descrever o procedimento de estimação de uma função *hazard*, faz-se necessário apresentar, de forma sucinta, como ela pode ser empregada para informar se a estrutura de custos de ajustamentos é convexa ou não-convexa. O primeiro passo consiste em definir a variável de duração, que mostrará o tempo em que a firma irá permanecer no regime de inatividade, cuja construção se deve a uma subamostra da base de dados utilizada no presente estudo. Observa-se cada firma individualmente e verifica-se o momento em que entra no regime de inatividade, acompanhando-a até o momento em que deixa esse regime. Assim,

a variável duração corresponde ao número de períodos no qual a firma permaneceu após visitar o regime de inatividade. Para estudar esse fenômeno da duração, será empregada uma função *hazard*, que permite encontrar a probabilidade instantânea de ajustar o emprego em t , dado que o estabelecimento esteve inativo até t . Com base em Lancaster (1990), Varejão e Portugal (2006), Addison e Portugal (1998) uma função *hazard* pode ser definida como:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{(P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t))}{\Delta t} = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (88)$$

em que $f(t)$ é a função densidade de probabilidade; $F(t)$ é a função de distribuição; $S(t)$ é uma função de sobrevivência. Uma função importante é a *função hazard* integrada

$$\Lambda(t) = \int_0^t h(u) du \quad (89)$$

que descreve a função de sobrevivência simplesmente por

$$S(t) = \exp\left(-\int_0^t h(u) du\right) = \exp(-\Lambda(t)) \quad (90)$$

Como não existe um formato único para uma taxa *hazard* que seja apropriado em todas as situações, é comum adotar, como pode ser visto na maioria dos *papers*, a distribuição Weibull. Um modelo *hazard* Weibull convencional é dado por:

$$h(t) = \rho \lambda^\rho t^{\rho-1} \quad (91)$$

que implica a seguinte função de sobrevivência:

$$S(t) = \exp(-(\lambda t)^\rho) \quad (92)$$

e uma função cumulativa *hazard*:

$$\Lambda(t) = (\lambda t)^\rho. \quad (93)$$

A opção por uma função de distribuição Weibull deve-se à simplicidade com que permite testar diretamente dependência da duração baseada apenas em seu formato por meio de um parâmetro, ρ . Por exemplo, uma dependência de duração negativa está condicionada a um $\rho < 1$. Caso contrário, $\rho > 1$ sugere taxas *hazard* monotonicamente crescentes através do tempo. Contudo, se $\rho = 1$, observa-se existência de uma distribuição exponencial (ou seja, uma função *hazard* constante).

Vale lembrar que, após um período de inatividade, a firma pode sair desse regime expandindo o emprego (o que equivale a promover um ajuste para cima (AC)) ou reduzindo o seu nível de emprego (promovendo um ajuste para baixo (AB)). Para considerar esses dois tipos de saída, a função *hazard* pode ser definida para um destino específico denotado por R: saída com aumento do emprego e saída com redução do emprego. A equação a seguir mostra como isso pode ser feito:

$$h(t)_r = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{(P(t \leq T < t + \Delta t, R = r | T \geq t))}{\Delta t} \quad (94)$$

na qual resulta numa função *hazard* agregada:

$$h(t) = \sum_{j=1}^2 h_j(t) \quad (95)$$

e na seguinte função de sobrevivência

$$S(t) = \prod_{j=1}^2 S_j(t) \quad (96)$$

em que $S_j(t) = e^{-\Lambda_j(t)}$ e $\Lambda_j(t) = \int_0^t h_j(u) du$.

Na implementação empírica do modelo é levada em conta a definição do regime de inatividade apresentada na seção anterior, a saber: *limite* zero ou ajustamento do emprego líquido zero; *limite* de 5% sobre o ajustamento do emprego líquido e *limite* de 10% sobre o ajustamento do emprego líquido. Evidências favoráveis a uma estrutura de custos de ajustamentos convexa estão condicionadas a um parâmetro $\rho = 1$, sugerindo uma taxa *hazard* constante. Intuitivamente, após receber um choque nas condições de demanda, a empresa inicia um processo de ajuste do emprego que ocorre lentamente e minimizando movimentos

bruscos, que geram grandes custos de ajustamentos. Os choques que porventura estão ocorrendo antes da empresa terminar o processo de ajuste fazem com que esse processo seja contínuo sem interrupções e que os ajustes não sejam dependentes do tempo.

Por outro lado, se os custos não forem convexos, frente uma distribuição uniforme no tempo de choques de demanda, o ajustamento não será independente no tempo, pois terá de haver um acúmulo de choques para que seja induzido um ajuste. Desta forma, quanto maior o tempo de inatividade, maior o acúmulo de choques e maior a chance de ajustamento. Assim, ao invés de $\rho = 1$, temos $\rho < 1$ ou $\rho > 1$, sendo as taxas *hazard* monotonicamente decrescentes ou crescentes através do tempo, ou seja, depende do tempo, sugerindo que o padrão de ajustamentos é não-convexo. A seguir são apresentados os resultados obtidos na estimação de uma função *hazard* para o emprego.

3.4.2 Análise dos resultados

Os resultados do ajuste de uma função *hazard* considerando as três definições alternativas para os regimes de não-ajustamento são descritos a seguir. Antes de apresentá-los são necessárias algumas considerações com o intuito de entender melhor os procedimentos adotados na estimação. Com respeito à base de dados utilizada, abrange desde o primeiro trimestre de 1991 ao primeiro trimestre de 2004. Em virtude do nascimento e mortes (abertura e fechamento de empresas) de empresas, nem todas possuem informações para todo o período. Algumas empresas estão presentes desde o primeiro trimestre de 1991, mas ao longo do tempo deixaram de responder ao questionário, seja por terem fechado as portas (morrer), seja por não mais fazerem parte do painel de empresas que compõem a amostra. Contudo, outras passaram a responder ao instrumento e se mantiveram até o primeiro trimestre de 2004. Por isso, o procedimento adotado foi fazer uma *rolling windows* de cinco anos para verificar se ocorreu alguma alteração em termos de não-ajustamentos em alguma das janelas⁸.

Embora possa haver empresas que possuam informações além dos cinco anos considerados em cada janela, esse critério de vinte trimestres leva em conta os trabalhos de Caballero, Engel e Haltiwanger (1997), Portugal e Varejão (2006), entre outros, que usaram um painel de cinco anos. Assim, com o fim de permitir a comparação seria importante manter uma periodicidade semelhante à desses estudos. Outro aspecto importante a ser destacado está relacionado com a saída da inatividade pela empresa, o que poderia ocorrer num contexto de

⁸ A intenção não é fazer uma análise ao longo do tempo, mas trata-se de um procedimento adotado visando verificar se existe alguma diferença em termos de escolha de um período qualquer, ou seja, caso escolhêssemos analisar apenas 1999-2004, será que os resultados obtidos seriam diferentes em relação à escolha de qualquer outro período? Serve para dar uma idéia sobre se houve ou não uma quebra estrutural.

expansão ou queda de emprego. Por isso, os resultados foram tabulados de forma que numa tabela apenas as saídas da inatividade com expansão do emprego fossem consideradas, ao passo que, em outra, fossem considerados os resultados da saída da inatividade com queda no emprego. Esse procedimento permite obter informações sobre a existência ou não de assimetrias na saída da inatividade.

As Tabelas 8 e 9 apresentam os resultados do modelo de duração, observando a saída da inatividade com expansão no emprego e uma saída da inatividade com uma queda no emprego, respectivamente. Como pode ser visto, de um modo geral, independentemente de qual modo de saída seja observado, os valores estimados do parâmetro λ da distribuição Weibull são inferiores a 0.5, indicando uma baixa probabilidade condicional de abandonar o regime de não-ajustamento em qualquer uma das janelas ao longo de todo o período. Esse resultado está de acordo com aqueles apresentados anteriormente pelas matrizes de transição, nas quais se obtiveram evidências de que, nas empresas que visitaram o regime de inatividade, a probabilidade de se manterem nesse regime era elevada, seja para o critério relativo de *threshold* de 5%, seja para o *threshold* de 10%.

Outra informação importante pode ser obtida ao serem comparadas as probabilidades condicionais entre os dois modos de saída da inatividade. Observa-se que não existe um comportamento padrão entre as probabilidades de saída da inatividade com expansão daquelas de saída com queda no emprego, seja para o critério de não-ajustamento definido como limite de 5%, seja para o de 10%. Apenas para o critério limite de zero absoluto, as janelas de 1991-1995, 1992-1996, 1993-1997, 1994-1998, 1995-1999 e 1996-2000 apresentam uma probabilidade maior para a saída com expansão do emprego, ao passo que para as janelas de 1997-2001, 1998-2002 e 1999-2004, ocorre o contrário, ou seja, as probabilidades de saída com expansão mostraram-se inferiores àquelas obtidas para saída com queda no emprego. Em termos percentuais, as diferenças entre as magnitudes dos coeficientes estimados, considerando apenas o limite de zero absoluto, variam de 59% a 137%. De qualquer maneira, esse resultado é interessante e permite inferir sobre a existência de indícios de que o tempo do ajustamento do emprego não apresenta um caráter simétrico, ou seja, as probabilidades da saída da inatividade com expansão do emprego são diferentes da saída com a queda de emprego.

As probabilidades condicionais entre os três critérios de inatividade, *threshold* de zero absoluto, 5 e 10%, adotados também podem ser comparadas. Nesse caso, observa-se que as probabilidades para os limites mais elevados em relação ao de zero absoluto apresentam uma magnitude maior. Esse padrão se mantém ao serem comparadas as probabilidades entre os dois modos de saída da inatividade, seja para expansão, seja para redução no emprego. De

qualquer forma, à medida que aumenta o *threshold*, a probabilidade condicional de sair da inatividade também aumenta. É um resultado que faz sentido já que, ao ampliar o regime de não-ajustamento, imagina-se que a pressão para a saída da inatividade tenda a ser maior.

A priori os resultados acima sugerem que o padrão de ajustamento é não-convexo, como pode ser observado pelo parâmetro ρ estimado. Por meio das Tabelas 8 e 9, nota-se que a função *hazard* Weibull possui uma duração com dependência positiva cujo valor apresentado pelo ρ em todos os casos, seja para saída com expansão ou queda no emprego, seja para *threshold* de zero absoluto, de 5 e 10%, na qual o parâmetro estimado é sempre maior do que um. Assim, a hipótese de uma *hazard* constante, $\rho = 1$, é fortemente rejeitada, vindo a corroborar para que a evidência de não-convexidade na função de custos de ajustamentos seja confirmada. Intuitivamente, isso significa que um período de ajustamento deve ser seguido por um período de inatividade. Dessa forma, os ajustamentos feitos pelas firmas caracterizam-se por uma curta extensão de tempo e, quando ocorrem, são feitos através de alterações significativas do emprego, sugerindo longos períodos de nenhum ajustamento.

3.5 Considerações finais

Diferentemente dos estudos encontrados na literatura, nos quais modelos de demanda por trabalho são estimados após admitir que a estrutura de custos segue determinado padrão (convexo ou não-convexo), este capítulo buscou responder à indagação sobre qual é a estrutura de custos de ajustamentos em nível das firmas na indústria transformação do Rio Grande do Sul. Nesse sentido, inicialmente, a descrição dos dados por meio das taxas de crescimento do emprego para o período de 1991-2004 para o pessoal total empregado deu indícios de um possível não-ajustamento ao apresentar uma grande concentração de taxas iguais a zero, ou seja, sugerindo a manutenção do nível de emprego.

A partir daí, realizou-se uma análise dos eventos subsequente com o objetivo de verificar se, após um período de ajuste no emprego, os períodos seguintes eram compostos de inatividade, ou seja, da manutenção do nível de emprego. Para tanto, foram elaboradas as matrizes de transição, considerando três regimes de emprego, a saber: ajuste para cima, manutenção do nível de emprego e ajuste para baixo do nível do emprego. Os resultados apresentados nessas matrizes descreveram situações de inatividade para os regimes de *threshold* de zero absoluto e de 5% e 10%. Novamente, foram encontradas evidências favoráveis a um ajustamento não-convexo.

Apesar de essas evidências se mostrarem consistentes com um padrão não-convexo de ajustamento, era preciso fazer a conexão entre o padrão de ajustamento em nível de empresa e

a estrutura de custos de ajustamentos, para o que foram utilizadas as funções *hazard*. O procedimento foi estimar uma função *hazard*, considerando duas possibilidades de saída da inatividade, a saber: i) saída com expansão do emprego e ii) saída com redução do emprego. Os resultados mostraram evidências favoráveis à função de custos de ajustamentos não-convexa, reforçando as evidências apresentadas pela matriz de transição para o limite de 5 e 10%. Em suma, ao serem considerados o comportamento das taxas de crescimento do emprego, as probabilidades de transição para os critérios de 5 e 10% de limite de ajustamento líquido como uma definição de inatividade e os resultados obtidos para uma função *hazard*, pode-se afirmar que a estrutura de custos de ajustamentos ao nível das firmas da indústria de transformação do Rio Grande do Sul para o período analisado é não-convexa. O mesmo não pode ser dito apenas para as probabilidades de transição quando se define inatividade como a situação em que não ocorreu alterações no nível de emprego das firmas. Considerando esses resultados, o próximo passo será estimar um modelo de demanda por trabalho com custos de ajustamentos, no qual custos de ajustamentos convexos e custos de ajustamentos não-convexos são considerados casos particulares.

Tabela 3: Distribuição dos estabelecimentos por tamanho (em %)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
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	2.15
20 ≤ n <100	19.88	18.75	17.41	19.93	20.28	21.05	27.41	24.86	24.33	23.69	23.41	19.60	18.54	18.15
100 ≤ 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	52.31
n ≥ 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	27.38
	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	100.00

Fonte: Elaboração própria. n é o número de empregados do estabelecimento.

Tabela 8: Modelo de Duração com a Distribuição Weibull para o emprego total – Saída: com expansão do emprego

Inatividade (threshold: zero absoluto)									
	1991-1995	1992-1996	1993-1997	1994-1998	1995-1999	1996-2000	1997-2001	1998-2002	1999-2004
	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes
λ	0.1469 (0.0155)***	0.2061 (0.0186)***	0.2179 (0.0191)***	0.2528 (0.0200)***	0.2329 (0.0192)***	0.2058 (0.0186)***	0.1666 (0.0175)***	0.1206 (0.0156)***	0.1080 (0.0145)***
ρ	6.0348 (0.2745)***	5.4657 (0.2538)***	5.2864 (0.2492)***	5.1733 (0.2458)***	5.3405 (0.2572)***	5.8289 (0.2674)***	5.9880 (0.2985)***	6.4977 (0.3349)***	6.4653 (0.3312)***
N	368	344	332	326	319	316	302	291	293
Log veros.	50.0039	20.3688	8.9015	2.1169	9.8258	20.7656	41.2781	58.1885	58.0406
Inatividade (threshold: 5 por cento)									
λ	0.2950 (0.0183)***	0.3246 (0.0185)***	0.3600 (0.0182)***	0.4105 (0.0178)***	0.4157 (0.0182)***	0.4025 (0.0180)***	0.3919 (0.0188)***	0.3765 (0.0197)***	0.4213 (0.0186)***
ρ	5.8813 (0.2568)***	5.4332 (0.2397)***	5.3593 (0.2402)***	4.8679 (0.2143)***	4.8151 (0.2175)***	5.0980 (0.2297)***	5.0994 (0.2341)***	5.2648 (0.2498)***	4.7071 (0.2170)***
N	399	382	362	366	354	356	342	325	335
Log veros.	43.1555	16.3996	13.6091	-15.6516	-21.1176	-2.4359	-1.4962	6.3533	-25.3128
Inatividade (threshold: 10 por cento)									
λ	0.4081 (0.0164)***	0.4151 (0.0166)***	0.4285 (0.0167)***	0.4401 (0.0162)***	0.4552 (0.0164)***	0.4242 (0.0167)***	0.4310 (0.0173)***	0.4214 (0.0175)***	0.4603 (0.0164)***
ρ	5.3682 (0.2241)***	5.2243 (0.2223)***	5.2679 (0.2315)***	5.1092 (0.2224)***	4.7998 (0.2131)***	5.3794 (0.2388)***	5.2900 (0.2418)***	5.5322 (0.2576)***	4.5963 (0.2054)***
N	418	392	370	379	371	369	354	334	353
Log veros.	15.8515	9.8513	10.9273	-0.7645	-24.2086	15.9816	6.5291	24.0357	-30.6938

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (*) significante a 10%, (**) significante a 5% e (***) significante a 1%.

Tabela 9: Modelo de Duração com a Distribuição Weibull para o emprego total – Saída: com queda do emprego

Inatividade (threshold: zero absoluto)									
	1991-1995	1992-1996	1993-1997	1994-1998	1995-1999	1996-2000	1997-2001	1998-2002	1999-2004
	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes
λ	0.0923 (0.0118)***	0.0998 (0.0128)***	0.0992 (0.0133)***	0.1066 (0.0142)***	0.1033 (0.0150)***	0.1140 (0.0150)***	0.1728 (0.0187)***	0.2283 (0.0212)***	0.2229 (0.0207)***
ρ	6.3982 (0.2907)***	6.2898 (0.2922)***	6.3256 (0.3092)***	6.2788 (0.3107)***	6.1588 (0.3125)***	6.2763 (0.3151)***	5.6959 (0.2876)***	5.1384 (0.2592)***	5.2235 (0.2617)***
N	353	335	302	309	294	297	285	283	294
Log veros.	75.0325	69.5298	62.6412	54.0232	47.1754	56.6058	32.7062	2.9317	3.1838
Inatividade (threshold: 5 por cento)									
λ	0.3299 (0.0181)***	0.3355 (0.0186)***	0.3030 (0.0195)***	0.3555 (0.0188)***	0.4056 (0.0190)***	0.3938 (0.0189)***	0.4223 (0.0183)***	0.4226 (0.0182)***	0.4476 (0.0179)***
ρ	5.1263 (0.2215)***	5.1678 (0.2294)***	5.6441 (0.2674)***	5.0584 (0.2270)***	4.6110 (0.2099)***	5.0214 (0.2302)***	4.8514 (0.2237)***	5.2007 (0.2451)***	4.6735 (0.2180)***
N	401	378	346	360	344	347	335	323	337
Log veros.	-5.4934	-1.4428	20.4919	-5.1609	-32.7023	-8.5576	-16.1344	4.0085	-31.7213
Inatividade (threshold: 10 por cento)									
λ	0.4186 (0.0165)***	0.3994 (0.0168)***	0.4045 (0.0178)***	0.4147 (0.0170)***	0.4427 (0.0171)***	0.4283 (0.0171)***	0.4284 (0.0172)***	0.4273 (0.0173)***	0.4660 (0.0164)***
ρ	4.9803 (0.2086)***	5.3742 (0.2309)***	5.2544 (0.2366)***	5.2588 (0.2329)***	4.8166 (0.2181)***	5.3111 (0.2414)***	5.3747 (0.2491)***	5.6726 (0.2706)***	4.6934 (0.2134)***
N	418	392	366	373	358	361	342	329	353
Log veros.	-14.1284	16.1953	4.1029	6.1051	-23.7158	5.6917	11.6679	25.8135	-29.3576

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (*) significante a 10%, (**) significante a 5% e (***) significante a 1%.

4 UM MODELO DINÂMICO GERAL DE DEMANDA POR TRABALHO: UMA APLICAÇÃO PARA O EMPREGO NA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO DO RIO GRANDE DO SUL

4.1 Introdução

No capítulo anterior foram apresentadas evidências que sugerem que os custos de ajustamento num modelo de demanda por trabalho não são quadráticos. Neste capítulo, verificamos o efeito de diferentes especificações de custos de ajustamento em equações de demanda por trabalho, trazendo evidências adicionais sobre qual tipo de custo de ajustamento (quadrático, linear ou fixo) explica melhor o comportamento da demanda por emprego na indústria, tomando o caso do Rio Grande do Sul. A metodologia traz um teste de hipótese em coeficientes do modelo de regressão empregado para estimar a equação de demanda por trabalho, que permite identificar o tipo de custo de ajustamento que seria mais apropriado para representar os custos não salariais do emprego. Para estimar os parâmetros da equação de demanda por trabalho, utiliza-se o Método Generalizado dos Momentos (MGM) em Primeira Diferença (ARELLANO; BOND,1991), que consiste numa generalização do método de estimação de modelos dinâmicos de efeitos fixos proposto por Anderson e Hsiao (1982). Os resultados encontrados mostram que um modelo misto, em que custos de ajustamentos quadráticos e custos fixos são considerados casos particulares, representa, melhor a estrutura de custos de ajustamentos para a indústria do Rio Grande do Sul.

4.2 Representação empírica do modelo de demanda por trabalho e estratégia de estimação

No capítulo I vimos que há diferentes hipóteses sobre custos de ajustamento, que levam à diferentes equações de demanda por emprego num contexto de maximização¹ 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:

$$n_t = m_{t-1} + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (97)$$

¹ 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.

em que γ e β são parâmetros, X_t é um vetor de variáveis explicativas que afetam o equilíbrio de longo prazo do emprego, n^* , e ε_t é termo de perturbação. Hamermesh (1992)² 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:

$$n_t = \gamma n_{t-1} + [1 - \gamma] \left(\sum_{m=1}^{m=M} \sum_{j=1}^{j=N} \alpha_j X_{t-j} + \varepsilon_t \right) + u_{1t}, \quad \left| n_{t-1} - \sum_{m=1}^{m=M} \sum_{j=1}^{j=N} \alpha_j X_{t-j} + \varepsilon_t \right| > K \quad (98)$$

² 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).

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 produto); u_{1t} é o distúrbio com média zero e variâncias $\sigma_{u_{1t}}^2$; γ 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:

$$n_t = n_{t-1} + u_{2t}, \left| n_{t-1} - \sum_{m=1}^M \sum_{j=1}^N \alpha_j X_{t-j} + \varepsilon_t \right| \leq K \quad (99)$$

em que u_{2t} é distúrbio com média zero e variâncias $\sigma_{u_{2t}}^2$. Na equação (99) 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 (98) e (99) formam um modelo de *switching*³ *regression* para a escolha de n_t . Um modelo de ajustamento com defasagens distribuídas pode ser obtido por meio da equação (98) 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 (98) e (99) 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 (98) e (99) venham a ser tratados como u_t .

Antes de mostrar como serão estimados os parâmetros em (98) e (99), é necessário apresentar como será obtida uma medida estatística que servirá como uma *proxy* para custos

³ Lembrando a nota de rodapé 45, a condição de *switching* vai depender das realizações do termo ε_t . Dessa forma, como foi apresentado em Hamermesh (1989), reescrevendo a equação (98) e (99) em termos do termo ε_t , pode-se mostrar que a firma promove o ajuste do emprego se: $\varepsilon_t > K + [n_{t-1} - \sum_{j=1}^N \alpha_j X_{t-j}]$ ou

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

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 (98) e (99). 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 (98) 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.

Ao considerar que a análise da demanda dinâmica por trabalho será realizada para um painel de dados no nível de firmas, as equações (98) e (99) passam a incluir um termo δ_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 estacionaridade da série de emprego, impõe-se que $|\gamma| < 1$. O efeito contemporâneo das variáveis explicativas sobre a variável dependente é dado por α . A estimação das equações (98) e (99), 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 δ_i , n_{it-1} também é função de δ_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 δ_i e, depois, aplicar variáveis instrumentais, cujos instrumentos são:

$$Z_{1it} = (n_{it-2}, x'_{it} - x'_{it-1}) \quad (100)$$

ou

$$Z_{2it} = (n_{it-2} - n_{it-3}, x'_{it} - x'_{it-1}). \quad (101)$$

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 ε_{it} . Assim, também como em Anderson e Hsiao (1982), propõem um estimador de variáveis instrumentais generalizados que podem ser definidos como:

$$\hat{\gamma}_1 = (\Delta \tilde{X}' P_Z \Delta \tilde{X})^{-1} (\Delta \tilde{X}' P_Z \Delta n) \quad (102)$$

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^4 e $\Delta \tilde{X}$ são definidos como:

$$\Delta \tilde{X} = [\Delta n_{t-1}, \Delta X] \quad (103)$$

$$e Z = \begin{bmatrix} n_{i0} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & x'_{i2} - x'_{i1} & 0 & 0 \\ 0 & n_{i0} & n_{i1} & 0 & 0 & 0 & 0 & x'_{i3} - x'_{i2} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & n_{i0} & n_{i1} & n_{i2} & 0 & 0 & x'_{i4} - x'_{i3} \end{bmatrix} \quad (104)$$

⁴ 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.

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:

$$Z' \Delta n = Z' \Delta n_{t-1} \delta + Z' \Delta X \beta + Z' \Delta \varepsilon \quad (105)$$

Assim, se os ε_{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):

$$\hat{\gamma}_2 = (\Delta \tilde{X}' P_Z^* \Delta \tilde{X})^{-1} (\Delta \tilde{X}' P_Z^* \Delta n) \quad (106)$$

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 ε_{it} , α_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, Δu_{it} . O estimador de MGM será consistente apenas se não houver a presença de autocorrelação de segunda ordem, ou seja, $E[\Delta u_{it} \Delta u_{it-2}] = 0$.

4.3 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.

4.3.1 Os dados

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). A seguir são apresentados os resultados encontrados.

4.3.2 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.

4.3.2.1 Modelo com previsibilidade perfeita (ou determinístico)

A Tabela 10 mostra as estimativas da equação de demanda por trabalho⁵. 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 MQO⁶. 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

⁵ 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.

⁶ Como foi observado na seção anterior, o WG forneceria um estimador negativamente viesado, ao passo que o coeficiente estimado por MQO seria positivamente viesado.

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.

As colunas (d), (e) e (f) apresentam os resultados para as três versões do estimador MGM de Arellano e Bond (1991), denotado na Tabela 10 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 γ 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 10, 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, como pôde ser visto no capítulo I, 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 10 mostram as estimativas para o modelo geral proposto por Hamermesh (1992) e descrito na equação (90) e (91). 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 λ , 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, γ , 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 λ não permitem rejeitar a hipótese que os custos de ajustamentos das firmas também sejam fixos⁷. 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 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

⁷ Apesar de a magnitude da estimativa do parâmetro λ mostrar-se superior a 1, é necessário destacar que ela pode assumir qualquer valor.

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.

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.

4.3.2.2 Modelo estocástico

Nos resultados apresentados na Tabela 10 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, como foi descrito no capítulo 1. 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 11 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 identificado⁸, 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 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.

⁸ O modelo é identificado em virtude de estar empregando apenas um instrumento para cada variável endógena.

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 γ 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 11, as colunas (g')⁹, (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,

⁹ 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.

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.

Em resumo, os resultados apresentados para o modelo padrão e para o modelo geral das seções 4.3.2 e 4.3.3 permitem duas breves considerações acerca das estatísticas em si e para o resultado geral encontrado¹⁰. 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 11 e da Tabela 10 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 λ , 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 λ , 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.

¹⁰ 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.

4.4 Considerações finais

Neste capítulo foram analisados os resultados gerados pela estimação de dois modelos dinâmicos de demanda por trabalho. No primeiro, apenas a hipótese de custos de ajustamento quadrático era admitida, ao passo que, no segundo, um modelo com os custos de ajustamento quadrático e custos de ajustamentos fixos era considerado casos particulares. Inicialmente, foram apresentados os resultados oriundos do modelo determinístico, no qual se admitiu perfeita previsibilidade da variável de custo salarial real médio e produto. Os resultados indicaram que o modelo dinâmico com custos de ajustamentos quadráticos pode ser útil para dar uma idéia da dinâmica do ajuste do emprego, porém apenas conta parte dessa história. Isso ficou evidente a partir do instante em que foi estimado o modelo misto 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 se admitiam a endogeneidade dos regressores produto e custo salarial real médio, em termos qualitativos, não foram diferentes dos apresentados pelo modelo determinístico. Contudo, em termos quantitativos, as magnitudes das estimativas foram menores. Essa diferença é refletida no momento de calcular a defasagem mediana, que pode ser empregada para verificar a velocidade de convergência do emprego. Com relação aos dados, do ponto de vista metodológico, a disponibilidade de dados ao nível da firma na forma de um painel de dados permite fazer alguns aprimoramentos na estimação dos modelos dinâmicos de demanda por trabalho, tendo em vista conhecer melhor o comportamento do mercado de trabalho, principalmente no Brasil, cujas estimativas da demanda por trabalho com o uso de microdados são inexistentes.

Tabela 10: Estimativas para demanda por trabalho das empresas industriais do Rio Grande do Sul (1991-2004) - Modelos determinísticos

	(a) MQO	(b) <i>WG</i>	(c) IV	(d) MGM-H	(e) MGM-R	(f) MGM-T	(g) <i>WG</i>	(h) IV	(i) MGM-H	(j) MGM-R	(k) 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)
n_{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)
λ_{it}	-	-	-	-	-	-	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 11: 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	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)	-0,0101*** (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)
n_{t-1}	0,8782 (0,0065)***	0,6021*** (0,0166)	-	-	-	-	0,6410*** (0,0205)	-	-	-	-
wr_t	-0,1123 (0,0057)***	-0,1776*** (0,0081)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
yr_t	0,1066 (0,0052)***	0,1821*** (0,0077)	-	-	-	-	0,1750*** (0,0087)	-	-	-	-
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)
λ_{dt}	-	-	-	-	-	-	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.

5 CONCLUSÕES

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 micro-dados das empresas industriais do Rio Grande do Sul, fazendo uso de duas metodologias complementares para identificar qual a estrutura de custos de ajustamentos.

A metodologia semi-paramétrica de flutuação do emprego industrial que compreende o uso de modelos de sobrevivência e matrizes de transição e cujo objetivo é diferenciar se os custos são convexos ou não-convexos mostrou que as evidências a partir dela sugerem que os custos de ajustamentos não-convexos têm mais apoio nos dados, permitindo inferir que dificilmente podemos considerar que os custos de ajustamento são convexos. A segunda, com o uso de modelos paramétricos de demanda por emprego usual, contempla os custos de ajustamento quadrático e custos de ajustamento fixo como casos particulares. 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.

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. Como foi mencionado no capítulo 2, embora esse tipo de custos de ajustamento tenha um papel importante teoricamente, evidências empíricas internacionais baseadas em micro-dados 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.

Como propostas para estudos futuros é importante esclarecer que no modelo de duração utilizado no capítulo 3 não foi levada em conta a existência de covariadas, já que foi realizada uma simples análise de sobrevivência. Caberia, assim, estimar um modelo de duração do ajustamento do emprego, no qual pudessem ser incorporadas as covariadas com o intuito de conhecer melhor o padrão de ajustamento segundo as principais características das firmas. Além disso, a agregação dos dados poderia ser testada estimando-se modelos para diferentes categorias de trabalhadores, o que permitiria confirmar se os resultados obtidos para o emprego total seriam ou não mantidos. O mesmo exercício poderia ser realizado para estudar a agregação temporal.

REFERÊNCIAS

- ADDISON, J.; PORTUGAL, P. Some specification issues in unemployment duration analysis. **Labour Economics**, v. 5, p. 53-66, 1998.
- ALONSO-BORREGO, C. Demand for labour inputs and adjustment costs: evidence from spanish manufacturing firms. **Labour Economics**, v. 5, p. 475-497, 1998.
- AMANO, R. A.; WIRJANTO, T. S. An empirical study of dynamic labor demand with integrated forcing processes. **Journal of Macroeconomics**, v. 19, p. 697-715, Fall 1997.
- AMANO, R. A.; WIRJANTO, T. S. The dynamic behavior of canadian imports and the linear-quadratic model: evidence based on the Euler equation. **Working Paper of the Bank of Canada**. May 1994.
- AMANO, R. A. Empirical evidence on the cost of adjustment and dynamic labour demand. **Working paper of the Bank of Canada**, n. 95-3, Bank of Canada, 1995.
- 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.
- ANDERSON, P. M. Linear adjustment costs and seasonal labor demand: evidence from retail trade firms. **Quarterly Journal of Economics**, v. 108, p. 1015-1042, 1993.
- ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Formulation and estimation of dynamic models using panel data. **Journal of Econometrics**, v. 18, p. 47-82, 1982.
- 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.
- AZEVEDO, P. F. de; TONETO JÚNIOR, R. Relocalização do emprego industrial formal no Brasil na década de 90. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, p. 153-186, abril 2001.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 3th ed. New Dehli: John Wiley & Sons, 2005.
- BARROS, R. P.; CORSEUIL, C. H.; GONZAGA, G. A evolução da demanda por trabalho na indústria brasileira: evidências de dados por estabelecimento – 1985/97. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, p. 187-212, ago 2001.
- BERTOLA, G. Job security, employment and wages. **European Economic Review**, v. 34, p. 851-886, 1990.
- BENTOLILA, S.; BERTOLA, G. Firing costs and labour demand: how bad is eurosclerosis?. **The Review of Economics Studies**, v. 57, p. 381-402, 1990.

BENTOLILA, S.; SAINT-PAUL, G., A model of labor demand with linear adjustment costs. **Labour Economics** 1, p. 303-326, 1994.

BLANCHARD, O.; FISCHER, S. **Lectures on macroeconomics**. Cambridge: The MIT Press. 1989.

BRESSON, G.; KRAMARZ, F.; SEVESTRE, P. Dynamic labour demand models. in: MATYAS, L.; SEVESTRE, P. (Ed.). **The econometric of panel data: handbook of theory and application**. Norwell: Kluwer Academic Pub, 1993.

BURDA, M. C. Monopolistic competition, costs of adjustment, and the behavior of european manufacturing employment. **European Economic Review**, v. 35, p.61-79, 1991.

BURGESS, S. M.; DOLADO, J. J. Intertemporal rules with variable speed of adjustment: an application to UK manufacturing employment. **The Economic Journal**, v. 99, p. 347-365, June 1989.

BURGESS, S. M. Employment adjustment in UK manufacturing. **The Economic Journal**, v. 98, p. 81-103, march 1988.

BUSSAB, W.; MORETTIN, P. **Estatística básica**. 4a Ed. São Paulo: Saraiva, 2002.

CABALLERO, R. J.; ENGEL, E. M. R. A. Dynamic (S, s) economies. **Econometrica**, v. 59, no. 6, p. 1659-1686, 1991.

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.

CACCIAMALI, M. C. Processo de informalidade, flexibilização das relações de trabalho e proteção social na América Latina. **Cadernos PUC: Economia**, São Paulo, n. 11, p. 111-142. 2001.

CAHUC, P.; ZYLBERBERG, A. **Labor economics**. Cambridge: The MIT Press, 2004.

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

CHANG, C.; STEFANOU, S. E. Specification and estimation of asymmetric adjustment rates for quasi-fixed factors of production. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 145-151, 1988.

COOPER, R. W.; WILLIS, J. L. The economics of labor adjustment: mind the gap. **Working Paper [of the] National Bureau of Economic Research (NBER)**, 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.

DOLADO, J.; GALBRAITH, J. W.; BANERJEE, A. Estimating intertemporal quadratic adjustment cost models with integrated series. **International Economic Review**, v. 32, p. 919-936, november 1991.

ENGLE, R.; GRANGER, C. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, vol. 55, p. 251-276, 1987

ENGSTED, T.; HALDRUP, N. The linear quadratic adjustment cost model and the demand for labor. **Journal of Applied Econometrics**, v. 9, p. s145-s159, 1994.

ESTEVIÃO, 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.

FANELLI, L. A New Approach for estimating and testing the Linear Quadratic Adjustment Cost Model Under Rational Expectations and I(1) Variables. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v. 26, p. 117-139, 2002.

FOOTE, C. L. trend employment growth and the bunching of job creation and destruction. **The Quarterly Journal of Economics**, p. 809-834. 1998.

GONZAGA, G. Asymmetric employment cycles at the firm level: a dynamic labor demand model and some empirical evidence. **Texto para Discussão: PUC – RJ**, Rio de Janeiro, n. 309, setembro, 1993.

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. Labour demand and the source of adjustment costs. **The Economic Journal**, v. 105, p.620-634, may 1995.

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.

HAMERMESH, D. S.; HASSINK, W. H.; OURS, Jan C. Van. Job turnover and labor turnover: a taxonomy of employment dynamics. **Annales D'Économie et de Statistique**, v. 41/42, p. 21-40, 1996.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v. 50, p. 1029-1054, 1982.

HANSEN, L. P.; SARGENT, T. Instrumental variables procedures for estimating linear rational expectations models. **Journal of Monetary Economics**, v. 9, 1982.

HASKEL, J.; KERLEY, B.; MARTIN, C. Labour market flexibility and employment adjustment: micro evidence from UK establishments. **Oxford Economic Papers**, v. 49, p. 362-379, 1997.

HILDRETH, A. K.; OHTAKE, F. Labor demand and the structure of adjustment costs in Japan. **Journal of the Japanese and International Economies**, v. 12, p. 131-150, 1998.

HOGAN, S.; RAGAN, C. Employment adjustment versus hours adjustment: is job security desirable?. **Economica**, v. 62, p. 495-505, 1995.

JARAMILLO, F.; SCHIANTARELLI, F.; SEMBENELLI, A. Are adjustment costs for labor asymmetric? an econometric test on panel data for Italy. **The Review of Economics and Statistics**, v. 75, p. 640-648, Nov. 1993.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, **Econometrica**, v. 59, p. 1551-1580, 1991.

KENNAN, J. The estimation of partial adjustment models with rational expectations. **Econometrica**, v. 47, p. 1441-1455, Nov. 1979

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

LIU, T.; SPECTOR, C. Dynamic employment adjustment over business cycles. **Empirical Economics**, v. 30, p. 151-169, 2005.

LUNDGREN, T.; SJOSTROM, M. A flexible specification of adjustment costs in dynamic factor demand models. **Economic Letters**, v. 72, p. 145-150, 2001.

MACCINI, L. J. Adjustment costs, **New Palgrave**, v. 1, p. 23-26, 2002.

MCLAUGHLIN, K. J. Aggregate employment dynamics and lumpy adjustment costs: comment, **Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy**, v. 33, p. 131-136, 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.

MODESTO, L.; THOMAS, J. P. An analysis of labour adjustment costs in unionized economies. **Labour economics**, v. 8, p. 475-501, 2001.

NERI, M.; CAMARGO, J.; REIS, M. C. Mercado de trabalho nos anos 90: fatos estilizados e interpretações, **Texto para Discussão: IPEA**, Rio de Janeiro, n. 743, Jul. 2000.

NICKELL, S. J. Fixed costs, employment and labour demand over the cycle. **Economica**, v. 45, p. 329-345, Nov. 1978.

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.

NICKEL, S.; WADHWANI, S. Employment determination in British industry: investigations using micro-data. **Review of Economics Studies**, v. 58, p. 955-969, 1991.

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

PALM, F. C.; PFANN, G. Interrelated demand rational expectations models for two types of labor. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 1, p. 45-68, 1990.

PEEL, D. A.; WALKER, I. Short-run employment functions, excess supply and the speed of adjustment: a note. **Economica**, v. 45, p. 195-202, may 1978.

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, Pontificia Universidade Católica, Rio de Janeiro, 1998.

PFANN, G. A.; PALM, F. C. Asymmetric adjustment costs in non-linear labour demand models for the Netherlands and UK. manufacturing sectors. **Review of Economic Studies**, v. 60, p. 397-412, 1993.

PFANN, G. A.; VESPARGEN, B. The structure of adjustment costs for labour in the Dutch manufacturing sector. **Economics Letters**, v. 29, p. 365-371, 1989.

PFANN, G. A. Factor demand models with nonlinear short-run fluctuations. **Journal of Economic Dynamic and Control**, v. 20, p. 215-331, 1996.

PFANN, G. A. Measuring and forecasting asymmetries in employment cycles with us labor market applications. **International Journal of Forecasting**, v. 17, p. 433-445, 2001.

REZITIS, A. N.; BROWN, A. B.; FOSTER, W. E. Adjustment costs and dynamic factor demands for u.s. cigarette manufacturing. **Agricultural Economics**, v. 18, p. 217-231, 1998.

REIS, M. C.; GONZAGA, G. Desemprego e deslocamentos setoriais da demanda por trabalho no Brasil. **Texto para Discussão: PUC-RJ**, Rio de Janeiro, n. 427, abr. 2000.

RIBEIRO, E. P. ; CORSEUIL, C. H. ; SANTOS, D. D. ; SERVO, L. S. ; AMORIM, B.; FURTADO, P. Trade liberalization, the exchange rate, and job flows in Brazil. **Journal of Policy Reform**, Londres, v. 7, n. 4, p. 219-233, 2004.

ROBERTSON, R.; DUTKOWSKY, D. H. Labor adjustment costs in a destination country: the case of Mexico. **Journal of Development Economics**, v. 67, p. 29-54, 2002.

ROSS, D. R.; ZIMMERMANN, K. F. Evaluating reported determinants of labor demand. **Labour Economics**, v. 1, p. 71-84, 1993.

ROTA, P. Dynamic labour demand with lumpy and kinked adjustment costs. **Nota de Lavoro: Fondazione Eni Enrico Mattei**, n. 20, 2001.

ROTA, P. Estimation labor demand with fixed costs. **International Economic Review**, v. 45, no. 1, p. 25-48, 2004.

SAINT-PAUL, G. Dynamic labor demand with dual labor markets. **Economic Letters**, v. 36, p.219-222, 1991.

SARGENT, T. J. Estimation of dynamic labor demand schedules under rational expectations. **Journal of Political Economy**, v. 86, n. 6, p. 1009-1044, 1978.

SARGENT, T. J. **Macroeconomic theory**. Boston: Academic Press. 1986.

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.

APÊNDICE A – Tabela 12

Tabela 12: 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	WG	IV	MGM-H	MGM-R	MGM-T	WG	IV	MGM-H	MGM-R	MGM-T
Constante	0,0239 (0,0320)	0,7178*** (0,0974)	-0,0098 (0,0093)	-0,0127*** (0,0030)	-0,0127*** (0,0034)	-0,0154*** (0,0025)	0,3225*** (0,1247)	-0,0134 (0,0092)	-0,0173*** (0,0029)	-0,0173*** (0,0055)	-0,0199*** (0,0035)
n_{t-1}	0,9169*** (0,0069)	0,6039*** (0,0183)	-	-	-	-	0,6583*** (0,2258)	-	-	-	-
wr_t	-0,2009*** (0,0097)	-0,1905*** (0,0098)	-	-	-	-	-0,1964*** (0,0101)	-	-	-	-
yr_t	0,1750*** (0,0074)	0,1827*** (0,0083)	-	-	-	-	0,1919*** (0,0085)	-	-	-	-
wr_{t-1}	0,1174*** (0,0088)	0,129 (0,0100)	-	-	-	-	0,0261 (0,0092)	-	-	-	-
yr_{t-1}	-0,1043*** (0,0078)	-0,0040 (0,0088)	-	-	-	-	-0,0151 (0,0092)	-	-	-	-
dn_{t-1}	-	-	0,5950*** (0,2701)	0,5221*** (0,0842)	0,5221*** (0,1101)	0,4197*** (0,0695)	-	0,7997*** (0,4030)	0,3877*** (0,0755)	0,3877*** (0,1944)	0,2916*** (0,0818)
dwr_t	-	-	-0,1307 (0,1091)	-0,1872*** (0,0331)	-0,1872*** (0,0535)	-0,1903*** (0,0280)	-	-0,0408 (0,0816)	-0,1128*** (0,0301)	-0,1128*** (0,0440)	-0,1381*** (0,0233)
dyr_t	-	-	0,1069 (0,1279)	0,1635*** (0,0361)	0,1635*** (0,0648)	0,1645*** (0,0308)	-	0,0092 (0,0996)	0,0841*** (0,0324)	0,0841 (0,0554)	0,1269*** (0,0255)
dwr_{t-1}	-	-	0,0045 (0,0361)	0,0260 (0,0191)	0,0260 (0,0202)	0,0172 (0,0128)	-	0,0994*** (0,0448)	0,0671*** (0,0202)	0,0671*** (0,0320)	0,0439*** (0,0183)
dyr_{t-1}	-	-	0,0151 (0,0279)	-0,0092 (0,0187)	-0,0092 (0,0224)	-0,0055 (0,0132)	-	-0,0594 (0,0371)	-0,0359*** (0,0193)	-0,0359 (0,0331)	-0,0344** (0,0182)
λ_{dt}	-	-	-	-	-	-	1,2349*** (0,2267)	4,9655** (0,0092)	2,6652*** (0,4461)	2,6652*** (1,2235)	2,4199*** (0,5568)
n.observações	2482	2482	1536	1925	1925	1925	2389	1472	1854	1854	1854
R2	0,97	0,96	0,05				0,95	0,01			
Teste F	17980,27	531,19	21,33 ¹	90,01	64,22	91,66	438,28	20,26	80,15	38,29	67,16
Sargan test			4,91	46,61 (0,5297)		54,03 (0,2550)		61,52	61,68 (0,0887)		63,22 (0,0693)
Autorrelação 1 ^a				-7,05 (0,0000)	-4,20 (0,0000)	-5,15 (0,0000)			-4,12 (0,0000)	-1,79 (0,0000)	-2,76 (0,0058)
Autorrelação 2 ^a	28,00	42,46		0,20 (0,8441)	0,19 (0,8520)	0,17 (0,8637)			0,58 (0,5639)	0,65 (0,5174)	0,51 (0,6123)

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE B – Tabela 13

Tabela 13: Resultados do teste de autocorrelação LM para o modelo estocástico

	MQO	MQO	MQO	WG	WG	WG
ε_{t-1}	0.11 (3.57)**	0.113 (4.09)**	0.144 (5.07)**	-0.038 -0.85	-0.016 -0.41	0.007 -0.22
ε_{t-2}	0.102 (3.29)**	0.093 (3.35)**	- -	-0.009 -0.22	-0.001 -0.02	- -
ε_{t-3}	0.052 -1.72	- -	- -	-0.048 -1.34	- -	- -
ε_{t-4}	- -	- -	- -	- -	- -	- -
n_{t-1}	0.004 -0.49	0.011 -1.34	-0.021 (2.65)**	0.022 -0.62	-0.01 -0.33	0.004 -0.19
wr_t	-0.001 -0.09	0.005 -0.55	-0.019 (2.34)*	0.052 (3.78)**	0.047 (3.78)**	0.042 (4.41)**
yr_t	-0.006 -0.8	-0.012 -1.82	0.016 (2.49)*	-0.011 -1.03	-0.003 -0.27	-0.013 -1.59
Constante	0.057 -0.87	0.072 -1.23	0.009 -0.2	-0.3 -1.36	-0.235 -1.34	-0.122 -1.03
Observações	1208	1536	1941	1208	1536	1941
R2	0.03	0.03	0.01	0.02	0.02	0.02
N*R2	36.24	46.08	19.41	24.16	30.72	38.82

Fonte: Elaboração própria. Valor absoluto da estatística t dentro dos parênteses.

Nota: * significativa a 5%; ** significativa a 1%.

APÊNDICE C –Tabela 14

Tabela 14: Estimativas para a validação dos instrumentos

Variável	dn_{t-1}	dwr_t	dyr_t
n_{t-2}	-0.399 (13.82)**	0.1 -1.56	0.474 (5.03)**
n_{t-3}	-0.038 -1.49	0.189 (3.32)**	0.009 -0.11
wr_{t-1}	-0.13 (10.09)**	-0.405 (13.86)**	0.282 (6.76)**
yr_{t-1}	0.145 (14.16)**	0.021 -0.94	-0.822 (24.77)**
wr_{t-2}	-0.01 -0.77	-0.229 (7.38)**	-0.083 (2.07)*
yr_{t-2}	0.017 -1.54	-0.184 (7.04)**	-0.001 -0.04
wr_{t-3}	- -	0.171 (13.90)**	- -
Constante	0.944 (7.04)**	4.25 (14.41)**	8.406 (19.42)**
Num. observações	1550	1531	1545
Number of cod_ui	314	312	313
R2	0.32	0.74	0.61

Fonte: Elaboração própria. Valor absoluto da estatística t dentro dos parênteses.

Nota: * significante a 5%; ** significante a 1%