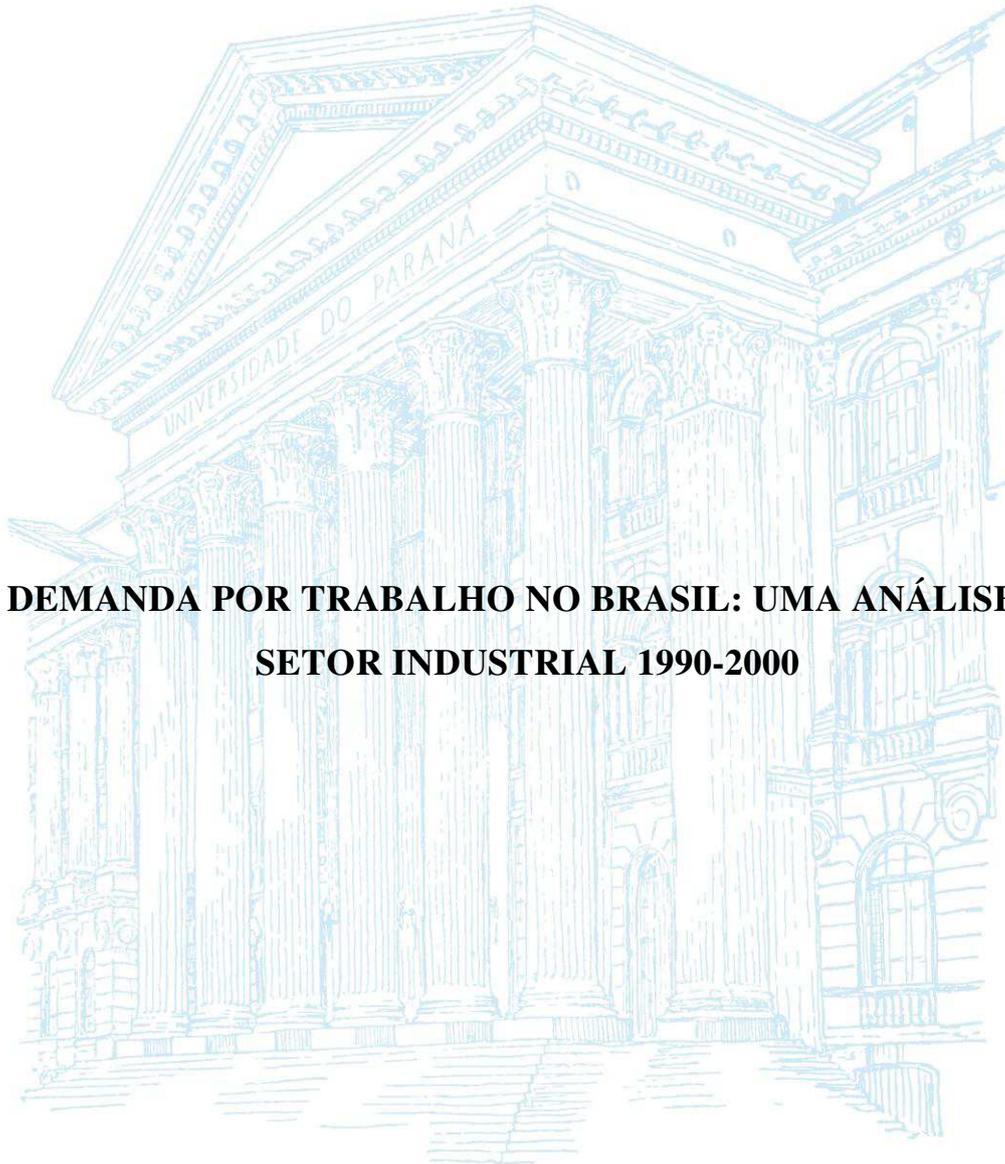


UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

HAROLDO DA SILVA



**A DEMANDA POR TRABALHO NO BRASIL: UMA ANÁLISE DO
SETOR INDUSTRIAL 1990-2000**

CURITIBA

2003

HAROLDO DA SILVA

**A DEMANDA POR TRABALHO NO BRASIL: UMA ANÁLISE DO
SETOR INDUSTRIAL 1990-2000**

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do grau de Mestre em Desenvolvimento Econômico, pelo Curso de Pós-Graduação em Economia, do Setor de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Armando Vaz Sampaio

CURITIBA

2003

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ. SISTEMA DE BIBLIOTECAS.
CATALOGAÇÃO NA FONTE

Silva, Haroldo da

A demanda por trabalho no Brasil: uma análise do setor industrial 1990-2000 / Haroldo da Silva. - 2003.

117 f.

Orientador: Armando Vaz Sampaio.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico.

Defesa: Curitiba, 2003.

1. Mercado de trabalho – Brasil – 1990-2000. 2. Brasil – Indústrias – 1990-2000. 3. Mão-de-obra – Brasil. I. Sampaio, Armando Vaz, 1965- II. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. III. Título.

CDD 331.12



PARECER

Os Membros da Comissão Examinadora designados pelo Colegiado do Curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico para realizar a arguição da Dissertação de Mestrado apresentada pelo candidato **Haroldo da Silva**, sob o título "**A demanda por trabalho no Brasil: uma análise do setor industrial 1990-2000**", após arguir o candidato e ouvir suas respostas, *deliberou-se aprová-lo*, com base nas seguintes notas: Professor **Armando Vaz Sampaio (10,0)** Professor **Júlio Sérgio Gomes de Almeida (10,0)**, Professor **Marcelo Luiz Curado (10,0)**, do que resulta a média (10,0), **equivalente ao conceito (A)**, completando assim todos os requisitos necessários para receber o grau e o diploma de Mestre em Desenvolvimento Econômico. Curitiba, 07 de outubro de 2003.

Prof. Armando Vaz Sampaio
(Presidente)

Prof. Júlio Sérgio Gomes de Almeida

Prof. Marcelo Luiz Curado

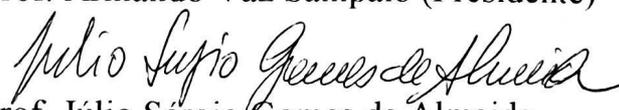


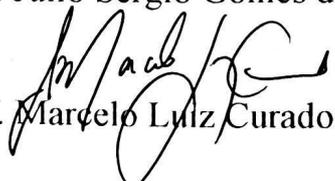


93 Ata da sessão pública da arguição da Dissertação para obtenção do grau de Mestre em Desenvolvimento Econômico. Aos seis dias do mês de outubro de dois mil e três, às 14:00 horas, na sala 47 do Setor de Ciências Sociais Aplicadas Departamento de Economia do Setor de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal do Paraná, Campus III - Jardim Botânico, foram instalados os trabalhos da Banca Examinadora, constituída pelos seguintes Professores: **Armando Vaz Sampaio (orientador), Júlio Sérgio Gomes de Almeida e Marcelo Luiz Curado**, designada pelo Colegiado do Curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, para arguição da Dissertação de Mestrado apresentada pelo candidato **Haroldo da Silva**, intitulada "**A demanda por trabalho no Brasil: uma análise do setor industrial 1990-2000**". A sessão teve início com a exposição oral do Mestrando sobre o estudo desenvolvido, tendo o Professor **Armando Vaz Sampaio**, na Presidência dos trabalhos, concedido a palavra, em seguida, a cada um dos Examinadores, para realização de suas respectivas arguições. A seguir, o Mestrando apresentou sua defesa. Na sequência, o Professor Presidente retomou a palavra para as considerações finais. Em seguida, reunida sigilosamente, a Banca Examinadora decidiu-se pela aprovação do candidato atribuindo-lhe as seguintes notas: Professor **Armando Vaz Sampaio (10,0)** Professor **Júlio Sérgio Gomes de Almeida (10,0)**, Professor **Marcelo Luiz Curado (10,0)**, do que resulta a **média (10,0), equivalente ao conceito (A)**. Em seguida, o Senhor Presidente declarou aprovado, o Mestrando **Haroldo da Silva**, que recebeu o título de Mestre em Desenvolvimento Econômico, área de concentração **Políticas de Desenvolvimento**. Nada mais havendo a tratar foi encerrada a sessão da qual eu, Ivone Polo Portela, secretária, lavrei a presente Ata que será assinada por mim e pela Comissão Examinadora. Curitiba, 06 de outubro de 2003.


Ivone Polo Portela (Secretária)


Prof. Armando Vaz Sampaio (Presidente)


Prof. Júlio Sérgio Gomes de Almeida


Prof. Marcelo Luiz Curado

Para Marilucia, Camilla e
Matheus, por nosso amor.

A meus pais e irmãos,
Lourival, Maria Aparecida,
Arilson, Handerson e Handriw.

Para Laerte De Jesus Aliotti, mestre e amigo.

Agradecimentos

A demora talvez não tenha sido em vão uma vez que pude aprofundar a reflexão e a pesquisa em relação ao tema, sobretudo, ampliando a clareza acerca do assunto e, mais do que isso, embrenhando-me no denso campo da pesquisa e da econometria aplicada.

A elaboração de uma dissertação de mestrado exige um envolvimento direto e indireto de uma série de pessoas e Instituições. Compor uma lista de agradecimentos é mais uma dentre tantas tarefas difíceis e sempre sujeita a omissões. Tendo isto em mente, tento construí-la abaixo.

Para tornar esse trabalho realidade, devo registrar, com satisfação, o empenho e a disposição de Armando Vaz Sampaio, meu orientador, por guiar-me em todos os momentos, bem como ter-me “adotado” como orientando desde quando realizava os créditos de Microeconomia na capital paranaense.

Assinalo também o meu muito obrigado aos professores Luiz Esteves e Marcelo Curado, por terem participado da banca de qualificação e feito observações bastante valiosas para a concretização desta dissertação. Além disso, registro minha gratidão ao professor Ramón Garcia pela presteza, paciência e auxílio a este novato curitibano.

Obrigado também ao amigo e forasteiro, assim como eu, Artur Coelho “Pará” que foi importantíssimo ao ajudar-me a suportar a saudade da família.

Émerson Fernandes Marçal foi outro importante colaborador, pois, sempre de maneira elegante, respondeu minhas mais simples indagações sobre alguns – até então – segredos da econometria.

Sou grato também aos mestres, de hoje e de sempre, Marcos Antonio Macedo Cintra, Maria de Lourdes Bacha, Jorge Ernesto Ruiz Sanches, Zuleika Schmidt de Camargo e Júlio Sérgio Gomes de Almeida.

O trabalho humano é, mais do que nunca, uma mercadoria, a qual ainda por cima teve seu valor venal desvalorizado pelo “progresso técnico” e assistiu à capacidade de negociação de seus detentores diminuir cada vez mais diante das empresas ou dos indivíduos abastados, suscetíveis de comprar o seu uso. As legislações em torno do emprego do trabalho assalariado, que haviam sido estabelecidas graças às grandes lutas sociais e às ameaças de revolução social, voaram pelos ares, e as ideologias neoliberais se impacientam de que ainda restem alguns cacos delas.

CHENAIS

RESUMO

A dissertação investiga o comportamento do mercado de trabalho industrial brasileiro, frente às variações nos custos dos fatores de produção e produto. Para isso, o primeiro capítulo traz uma revisão da literatura contemporânea nacional e internacional, sobretudo com enfoque neoclássico. O segundo capítulo, por sua vez, aborda a análise univariada das séries estudadas. Nesta parte, aos dados expostos graficamente são empregados três testes de estacionariedade: Correlograma, Dickey-Fuller Aumentado e, por último, Phillips-Perron. O capítulo terceiro foi reservado para a descrição do instrumental econométrico aplicado na estimação dos parâmetros. Em particular, os procedimentos popularizados por Johansen foram discutidos. Apesar de a dissertação não originar inovação teórica ou metodológica, a principal contribuição seria a utilização empírica dos conceitos de raiz unitária, modelo de correção de erros e co-integração em uma base de dados importante e recente. Todavia, os resultados não devem ser observados de forma dogmática.

Palavras-chave: Co-integração; Demanda por Mão-de-Obra; Indústria; Raiz Unitária; Modelo de Correção de Erros.

ABSTRACT

The dissertation investigates the behavior of the industrial labor market in Brazil, regarding the cost variations of the production factors and product. For this purpose, the first chapter makes a revision of both national and international contemporaneous literature, under a special neoclassic focus. On the other hand, the second chapter addresses the univariate analysis of the studied series. At this point, to the data graphically shown are applied three stationarity tests: Correlogram, Augmented Dickey-Fuller and, finally, Phillips-Perron. The third chapter was reserved for the description of the econometric instrumental applied in the estimate of the parameters. In particular, the procedures popularized by Johansen were discussed. Even though the dissertation does not create a theoretical or methodological innovation, the main contribution would be the empirical use of the unit root concept, erro-correction model and co-integration in an important and recent database. However, the results must not be observed on a dogmatic manner.

Key-Words: *Co-integration; Labor Demand; Industry; Unit Root; Error-Correction Model.*

LISTA DE FIGURAS

Figura I.1-Demanda Por Mão-De-Obra A Curto Prazo.....	8
Figura I.2-Minimização de Custos na Produção	32
Figura II.1-Exemplo de Variáveis Econômicas	44
Figura II.2-Pessoal Ocupado – Produção Física – Folha de Pagamento – dos vinte e quatro agregados industriais	48
Figura II.3-Correlograma do Pessoal Ocupado na Indústria Geral – em nível e em primeira diferença	69
Figura II.4-Esquema para testar a hipótese de raiz unitária	74
Figura III.1-Processo de atração da variável pelo coeficiente de ajustamento ..	90

LISTA DE TABELAS

Tabela I.1- Taxas de Desemprego Urbano em Países da América Latina Pós-Reformas no Mercado de Trabalho	25
Tabela II.1- Testes de Raiz Unitária: <i>ADF</i> e <i>PP</i> em Nível e em Primeira Diferença nas Variáveis Comuns a Todos os Setores Industriais	75
Tabela II.2- Testes de Raiz Unitária: <i>ADF</i> e <i>PP</i> em Nível e em Primeira Diferença nas Variáveis Relativas à Produção Física de Cada Uma das Indústrias	76
Tabela II.3- Testes de Raiz Unitária: <i>ADF</i> e <i>PP</i> em Nível e em Primeira Diferença nas Variáveis Relativas ao Pessoal Ocupado em Cada Um dos Setores Industriais	76
Tabela II.4- Testes de Raiz Unitária: <i>ADF</i> e <i>PP</i> em Nível e em Primeira Diferença nas Variáveis à Folha de Pagamento em Cada Um dos Setores Industriais	77
Tabela III.1- Resultados dos Testes de Co-integração	91
Tabela III.2- Vetores de Co-integração (Matriz β')	97
Tabela III.3- Coeficientes de Ajustamento (Matriz α).....	99
Tabela III.4- Vetores de Correção de Erros e Coeficientes de Elasticidades ...	101

LISTA DE QUADROS

QUADRO I.1- Alterações Introduzidas pela Nova Constituição Promulgada em Outubro de 1998.....	20
---	----

SUMÁRIO

RESUMO.....	IV
LISTA DE TABELAS	VI
LISTA DE QUADROS.....	VI
INTRODUÇÃO	1
CAPÍTULO I: A TEORIA DA DEMANDA POR MÃO-DE-OBRA: REVISÃO DA LITERATURA	6
Introdução	6
I-1: A Teoria Neoclássica da Demanda por Trabalho	6
I-2: A Discussão Teórica Contemporânea	14
I-2.1: A Discussão Teórica Contemporânea - Regulamentação	18
I-2.2: A Discussão Teórica Contemporânea - Flexibilização	24
I-3: Aspectos Empíricos da Demanda por Mão-de-Obra	29
I-3.1: Algumas Funções de Demanda por Mão-de-Obra.....	29
I-3.2: A Demanda Agregada por Mão-de-Obra.....	33
I-3.3: A Elasticidade da Demanda por Mão-de-Obra	36
CAPÍTULO II: ANÁLISE UNIVARIADA: DESCRIÇÃO DAS SÉRIES UTILIZADAS.....	39
Introdução	39
II-1: Descrição dos Dados Utilizados	40
II-2: Fatos Estilizados	41
II-2.1: Definições e Conceitos	45
II-3: Análise Univariada das Séries	47
II-4: Testes de Estacionariedade	66
II-4.1: Teste de Estacionariedade: Correlograma	68
II-4.2: Teste de Estacionariedade: Dickey-Fuller Aumentado (<i>ADF</i>).....	70
II-4.3: Teste de Estacionariedade: Phillips-Perron (<i>PP</i>).....	72
CAPÍTULO III: DESCRIÇÃO DO INSTRUMENTAL ECONOMETRICO EMPREGADO	80
Introdução	80
III-1: Análise Multivariada: Testes de Co-integração Propostos por Johansen	81
III-2: Número de Vetores Co-integrantes	83
III-3: Co-integração e Mecanismo de Correção de Erros	88
III-4: Equações dos Agregados Industriais Com Relações de Longo Prazo	100
CONSIDERAÇÕES FINAIS E CONCLUSÃO	108
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	110

INTRODUÇÃO

Objeto de estudo de economistas em várias partes do mundo, a demanda do trabalho industrial, ao longo das últimas décadas, tem suscitado uma nova dinâmica nas relações entre capital e trabalho. As transformações tecnológicas e a integração dos mercados, de maneira sinérgica, têm sido, recentemente, os principais responsáveis por uma mudança paradigmática no emprego.

Similarmente ao que vem ocorrendo no mundo, no Brasil, o tema vem sendo tratado com destaque, sobremaneira, por sua importância política, social e econômica. Indicadores do mercado de trabalho brasileiro, nos anos 90, revelam o quadro: segundo levantamentos do IBGE, o nível de emprego industrial foi reduzido em aproximadamente 35%, entre 1990 e 1997. A nova pedagogia da concorrência é instalada e o emprego é menos importante do que a competitividade.

A década de noventa foi pautada por grandes alterações na economia brasileira. O novo modelo econômico adotado, norteador pela abertura comercial e financeira, reformulação do papel do Estado e desregulamentação do mercado de trabalho, completou dez anos de vigência. Neste ambiente é que deve ser situada a implementação, pelos grupos industriais, das oportunidades proporcionadas pelas novas tecnologias, principalmente pelas metodologias informacionais aplicadas à produção industrial. Esta conjuntura favoreceu o argumento da “flexibilização” dos contratos de trabalho. Atualmente, o princípio de “*lean production*” transformou-se na única importante forma de interpretação do modelo de organização do trabalho (CHESNAIS, 1996). Vasta produção científica indica que este caminho foi inspirado nas políticas liberalizantes adotadas, desde o início dos anos oitenta, pelos governos Thatcher e Reagan, cuja base teórica está em (HAYEK, 1984).

Em uma equação na qual todas as empresas buscam “competitividade” a qualquer custo, os resultados para o emprego podem ser inquietantes. Inovações na gestão de pessoas, terceirização, subcontratação, substituição de insumos nacionais por importados – com a modificação no *mix* de produção das empresas instaladas no país –; tudo isso pode trazer efeitos deletérios ao emprego, ampliando somente postos de trabalho precários com ocupações informais. No Brasil, por exemplo, na década de noventa, a cada cinco postos de trabalho criados, somente um referiu-se ao setor formal, isto é, com carteira assinada.

“A construção simbólica de que o surgimento de uma ‘nova economia’ levaria à modernização tecnológica nacional, capaz de garantir ampla geração de empregos novos e de alta qualidade (...) foi mais um grande engano, diante da redução dos empregos de qualidade e ampliação dos postos de trabalho precários. Hoje engenheiros, físicos e analistas de sistemas, entre outros, dirigem táxis ou exercem atividades subocupadas que quase nada tem a ver com a formação profissional que previamente tiveram.” Esse resultado foi negativo ao emprego, conclui (POCHMANN, 2000, p.51).

A compressão dos salários torna-se fator preponderante da competitividade internacional e artefato de constante deliberação empresarial quanto ao deslocar, ou não, suas plantas produtivas, em parte ou globalmente. Portanto, segundo esta ótica, a elasticidade-preço dos salários industriais pode ser o mais importante determinante do nível de emprego no setor, assim como serve de parâmetro para análises macroeconômicas. Vale sublinhar, esta estimativa pode apontar qual o impacto de alterações salariais nos níveis de emprego e desemprego¹ na indústria. Objetivo fundamental, aliás, desta dissertação.

A literatura pesquisada analisa a volatilidade da demanda frente variações

¹ Dependendo de sua natureza, o desemprego pode ser classificado em três categorias. “O desemprego friccional é caracterizado pelo descompasso entre o ato da dispensa e a obtenção de um novo posto de trabalho e advém, sobretudo, de uma falha de coordenação entre os agentes. Por outro lado, o desemprego estrutural ou tecnológico é oriundo do progresso tecnológico e das modificações associadas no que concerne à quantidade de mão-de-obra demandada e à capacitação requerida dos trabalhadores nos novos processos subjacentes. Por último, o desemprego involuntário é causado por retrações cíclicas, oriundas da atividade econômica, e pela conseqüente queda da demanda agregada.” (AVELINO, 2001, p.2).

de custos de fatores de produção e produto. Outros determinantes do emprego, tais como: flexibilização do mercado de trabalho; precarização dos postos de trabalho; transformações das relações sindicais; o papel das expectativas; cooperativismo e o comércio internacional são escopo de outros tantos cientistas. Esta dissertação, por sua vez, tem como objetivo investigar a demanda por trabalho na indústria brasileira, com dados relativos ao período 1990 até 2000, com o intento de testar a hipótese clássica da teoria da demanda por mão-de-obra.

O trabalho parte das explicações de que reduções nos custos da mão-de-obra seriam capazes, *de per se*, de ampliar a oferta de emprego, tendo em vista uma diminuição de sua participação nos custos totais de produção sendo, desse modo, um desestímulo à substituição de trabalhadores por máquinas. O estudo empírico, apresentado aqui, busca contribuir para o esclarecimento do caso brasileiro quanto à capacidade de geração efetiva de postos de trabalho, em face da redução dos seus custos. Inclusive com a apresentação dos parâmetros de elasticidade-preço da demanda por trabalho nos diversos segmentos industriais, por meio do adequado instrumental econométrico.

Esse estudo torna-se relevante à medida que, mesmo não sendo possível identificar nos anos 90 nenhuma reforma trabalhista que pudesse ser definida como estritamente neoliberal, o país registrou diversas ações governamentais voltadas para a mudança das relações de trabalho, com o propósito de melhorá-las, inclusive recorrendo à proposta de flexibilização. Não bastasse isso, o debate político atual está centrado na ampliação dos postos de trabalho, com proposta de geração de milhões de empregos nos próximos anos.

Algumas hipóteses sobre a demanda de trabalho serão necessárias para a eficaz construção do modelo. No referencial teórico observado, conjecturas sobre o comportamento das empresas podem partir, tanto da maximização dos lucros, quanto da minimização de custos. As funções de produção podem ser, por exemplo, do tipo

Cobb-Douglas, CES – *Constant Elasticity of Substitution*.

A dissertação tem a seguinte construção: o primeiro capítulo traz uma revisão da literatura recente: nacional e internacional. Descreve, ademais, a evolução das pesquisas que, com o avanço computacional e de recursos da econometria, têm oferecido resultados mais robustos. O segundo, por sua vez, detalha a análise univariada das séries estudadas, apresenta-as graficamente, relata alguns movimentos decorrentes, sobretudo, da política macroeconômica adotada nos últimos anos e, além disso, insere os testes de estacionariedade. No terceiro capítulo, são apresentados os procedimentos adotados para a estimação do modelo, a importância de algumas ferramentas econométricas para a realização desta parte, dentre elas o mecanismo de correção de erros, e a interpretação dos resultados. Por fim, as conclusões e considerações finais encerram a dissertação.

A contribuição principal deste estudo refere-se à base de dados², bem como ao período analisado, pois cobre toda a década de 90. Ademais, a introdução de conceitos relativamente novos, *vis-à-vis* a outras ciências, tais como: co-integração, modelo de correção de erros e testes de raiz unitária são outros atributos deste estudo. Serviço adicional seria a apresentação dos parâmetros desagregados por ramo da indústria; podendo, deste modo, demonstrar as diferentes formas de reação dos distintos setores.

² Recorrer-se-á ao acervo do IBGE – SIDRA – (Sistema de Recuperação de Dados Automática) e aos registros da PIM-DG (Pesquisa Industrial Mensal – Dados Gerais) que possui informações desde 1985 até abril de 2001, quando foi substituída pela PIMES (Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salário). Desde já, cabe frisar a disposição que colaboradores do IBGE têm oferecido ao usuário.

Podem fazer pouco os funcionários de qualquer nível quando a empresa que os empregava decide sem aviso mudar o negócio para outra região ou iniciar uma nova rodada de “racionalização” através do enxugamento de despesas, redução da força de trabalho, corte de gastos administrativos, venda ou fechamento de unidades não lucrativas. Menos ainda podem fazer os indivíduos para evitar a desvalorização de suas qualificações arduamente conquistadas ou para enfrentar o desaparecimento de suas funções.

BELLUZZO

Capítulo I: A Teoria da Demanda por Mão-de-Obra: Revisão da Literatura

Introdução

Este Capítulo é uma revisão da literatura sobre a demanda por mão-de-obra no Brasil, como também no cenário internacional. Buscando uma apresentação sobretudo didática, esta parte está subdividida em duas Seções, quais sejam: a primeira que trata da Teoria Neoclássica cujos preceitos são liberalizantes. A segunda, que descreve a discussão teórica contemporânea, está desmembrada em duas outras subseções nas quais discutem-se os aspectos da regulamentação e, por fim, outra que resenha a abordagem inerente à flexibilização. Dessa forma, levantar-se-á, em especial, o que a Teoria Econômica tem produzido mais recentemente sobre a demanda por mão-de-obra.

A organização do Capítulo é a seguinte: na Seção I-1 é apresentada a Teoria Neoclássica da demanda por trabalho; a seguir, a análise contemporânea (Seção I-2) é relatada em seus preceitos inerentes à regulação e à flexibilização nas Seções I-2.1 e I-2.2, respectivamente. Por outro lado, as características empíricas são alvo da Seção I-3, que traz em sua parte I-3.1 um conjunto de funções de demanda por mão-de-obra, na Seção I.3.2 a mesma demanda, porém de forma agregada é mostrada e a Seção I.3.3 discorre sobre a elasticidade da demanda por mão-de-obra, encerrando o Capítulo.

I-1: A Teoria Neoclássica da Demanda por Trabalho

A teoria clássica da demanda por trabalho e seus modelos-padrão, utilizados durante gerações, defendiam que o mercado funcionava bastante bem. Se existia

ainda algum desemprego era porque os salários estavam em um patamar elevado. Dessa maneira, o receituário era único: salários mais baixos. Contudo, teorias têm implicações políticas que alteram as relações, por exemplo, de trabalho. (STIGLITZ, 2002).

Esta dissertação buscará, a partir de alguns instrumentos da economia da informação – ramo da economia que recorre à matemática e possibilita uma visão mais clara do desemprego, por meio da utilização de modelos que englobem, simultaneamente, a análise de flutuações, recessões e as depressões – analisar a relação existente entre salários, nível de emprego e produto na indústria brasileira na década passada e validar ou não os preceitos teóricos a partir da pesquisa empírica.

Dito isso, e para que seja possível avançar no entendimento do mercado de trabalho, bem como das respostas do nível de emprego às variações salariais – elasticidade-preço da demanda por trabalho –, antes de tudo, faz-se necessário compreender a composição e os determinantes da demanda por mão-de-obra.

Revisando a literatura neoclássica da demanda pelo insumo trabalho, por parte das empresas, assume-se que os trabalhadores sejam idênticos (trabalho homogêneo), em termos produtivos, e possam ser expressos em unidades. O trabalho não varia de intensidade, por exemplo, de acordo com o tempo ou período do dia trabalhado¹, assim a hora-homem pode ser descrita como uma unidade.

Essas hipóteses determinam que a firma é livre para, em seu comportamento maximizador de lucro ou minimizador de custos², escolher o número de homens-hora que melhor lhe aprouver, embora seja, a curto prazo, incapaz de variar a quantidade de capital. As regras de decisão da firma são assim resumidas: *“It [a firma] looks at its expected level of profits before employing and additional unit and again after employing that unit. If it expects profit to increase, then it employs the additional*

¹ Diferentemente, em um estudo sobre a oferta de trabalho, RIBEIRO. “*Asymmetric Labor Supply*”. SBE. XXI. Encontro Brasileiro de Econometria. Belém. (1999). Vol. II. p. 920., afirma: “Ao contrário de trabalhos anteriores baseados em estimadores de média condicional, os resultados indicam que as elasticidades de oferta de trabalho variam significativamente e que são assimétricas ao longo das horas de trabalho. Enquanto as elasticidades de renda e salário na jornada de trabalho padrão são zero, para aqueles que trabalham mais horas, as elasticidades são negativas”.

unit and moves on to consider whether it is worthwhile employing further units. It then carries on in this way until marginal profit is zero.” (FALLON; VERRY, 1988, p.82). Supõe-se, adicionalmente, a firma como tomadora de preços, tanto no mercado de produtos quanto no de fatores. Dito de outra forma, a empresa não influencia na formação de preços. Nessa configuração, ela estaria diante da seguinte função de produção:

$$Q = F(K, L) \quad (I.1)$$

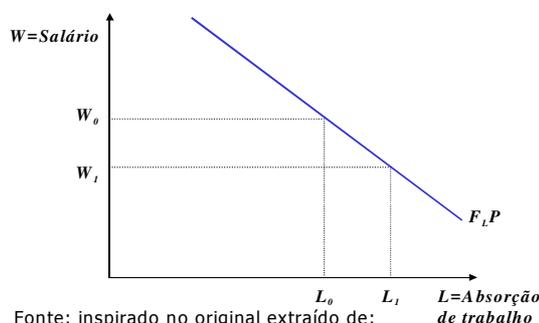
Q representa o produto, K descreve um índice de insumos, exceto trabalho, e L o fator trabalho. Vale sublinhar, a relação específica entre Q e os fatores de produção dependem, especialmente, da tecnologia empregada no processo produtivo. Derivando a função acima em relação ao trabalho, encontra-se o produto marginal deste fator; dado por:

$$\partial Q / \partial L = F_L$$

Tendo em vista os retornos decrescentes dos insumos, uma vez que o outro fator tenha permanecido constante, as primeiras derivadas da função de produção indicam sinal positivo, ao passo que as segundas derivadas teriam sinais negativos. Simbolicamente: $F_L > 0$; $F_K > 0$; $F_{LL} < 0$; $F_{KK} < 0$.

Em outras palavras, a curva do produto marginal da mão-de-obra pode ser considerada como a curva da demanda por trabalho de curto prazo. Graficamente:

FIGURA I.1- DEMANDA POR MÃO-DE-OBRA A CURTO PRAZO



² Sobre uma discussão detalhada deste tema, ver: (MAS-COLELL; WHINSTON; GREEN, 1995, p.135-43).

Analisando a Figura I.1, fica evidente que a empresa, a qual inicialmente empregava L_0 a um dado nível salarial W_0 , só iria expandir o nível de emprego ao ponto L_1 caso o novo patamar de salários fosse modificado para W_1 . A inclinação da curva e , portanto, a elasticidade será maior, quanto menor for a produtividade marginal do fator trabalho enquanto este aumenta.

Vale repetir, a curto prazo, a firma é incapaz de variar a quantidade de capital. Todavia, a longo prazo, os empregadores estão livres para variarem tanto o estoque de capital quanto o número de trabalhadores. Nesta perspectiva, alterações salariais afetam os níveis de emprego de duas formas. Primeiramente, por meio do efeito escala ou efeito de produção. O segundo modo, pelo qual modificações nas taxas salariais interferem no emprego, é por incitarem o efeito substituição.

O efeito escala pode ser notado da seguinte maneira: supõe-se que a empresa esteja em uma posição de equilíbrio e maximizando seus lucros. Uma alteração dos níveis salariais fará com que os custos marginais sejam modificados sem que a receita marginal acompanhe tal movimento. Por conseguinte, as últimas unidades de produção podem – no caso de um aumento na taxa salarial – ficar situadas acima do novo ponto de lucros máximos. Sob esta hipótese, a empresa decidiria por reduzir sua produção ao nível ótimo, dispensando o trabalho agora excedente.

Não obstante, o efeito substituição³ é resultado do novo *mix* entre capital e trabalho, originado pela mudança no custo desses fatores. “A substituição da mão-de-obra pelo capital continuaria sempre que o custo de acrescentar uma unidade de produção mediante o uso de mais mão-de-obra superasse o custo de uma unidade extra de produção [!] obtida pelo acréscimo de capital.” (EHRENBERG; SMITH, *op. cit.*, p.88).

³ Recorrentemente, um grande número de pesquisadores toma o volume gasto da matriz energética no setor industrial como indicador de substituição da força de trabalho por capital. Ver, a esse respeito, (INTRILIGATOR, 1978, p. 263 *apud* MAGNUSSON, 2000, p. 58). Observar, em especial, também (HAMERMESH, 1993, p.108-9) que agrupa, em uma tabela, 36 trabalhos que incorporam ao mesmo preceito em suas pesquisas empíricas, para encontrar as devidas elasticidades de substituição.

A medida apropriada para avaliar este impacto é a elasticidade de substituição parcial de Allen. “*Allen partial elasticity of substitution which reflects the effect upon the quantity demanded of one factor of all other factors constant.*” (FALLON; VERRY. *op. cit.*, p. 85).

Os autores lançam mão das equações (I.2) e (I.3) para assumir o equilíbrio inicial da firma, além da equação (I.1), quais sejam:

$$W = F_L P \quad (I.2)$$

$$R = F_K P \quad (I.3)$$

Presume-se, agora, uma mudança na taxa salarial, W , permanecendo inalterados os preços das máquinas, R , constantes, mas permitindo alterações nas suas quantidades K e L , em resposta à variação em W . O deslocamento do equilíbrio, pela mudança em W , dar-se-ia:

$$0 = F_L \frac{\partial L}{\partial W} + F_K \frac{\partial K}{\partial W} \quad (I.4)$$

$$1 = F_L \frac{\partial P}{\partial W} + P \left(F_{LL} \frac{\partial L}{\partial W} + F_{LK} \frac{\partial K}{\partial W} \right) \quad (I.5)$$

$$0 = F_K \frac{\partial P}{\partial W} + P \left(F_{KL} \frac{\partial L}{\partial W} + F_{KK} \frac{\partial K}{\partial W} \right) \quad (I.6)$$

Das equações (I.4), (I.5) e (I.6) resultam três incógnitas $\partial P/\partial W$; $\partial L/\partial W$ e, por fim, $\partial K/\partial W$. Portanto, se o produto continua constante – representação de sua posição de tomadora de preços –, o efeito da alteração em W dependerá, preponderantemente, da habilidade da firma em substituir um fator pelo outro.

Em um modelo com dois fatores de produção chega-se à formalização do conceito de elasticidade de substituição. “*The elasticity of substitution thus gives us a measure of how readily factor proportions change in response to changing relative factor prices. Knowing the value of σ_{KL} tells us something about the shape of the isoquants generated by the production function.*” (FALLON; VERRY, *op. cit.*, p.86).

A solução das equações acima resulta em duas relações, formalmente descritas como:

$$E_{LL} = (v_L - 1)\sigma_{KL} \quad (\text{I.7})$$

$$E_{KL} = v_L \sigma_{KL} \quad (\text{I.8})$$

Sendo que v_L é a parte do trabalho no custo total, dado por:

$$v_L = \frac{F_L L}{F_L L + F_K K} \quad (\text{I.9})$$

Efetivamente, E_{LL} é, conseqüentemente, a elasticidade-preço da demanda por trabalho, ao passo que E_{KL} é a elasticidade-preço da demanda por máquinas. Vale observar, a equação (I.8) relata que a curva de demanda por mão-de-obra será mais elástica quanto maior for a participação do fator trabalho no processo produtivo, assim como quanto maior for a elasticidade de substituição entre os fatores dada por:

$$\sigma_{KL} = \frac{\%mudança_emK/L}{\%mudança_emF_L F_K} = \frac{d_log K/L}{d_log F_L/F_K} = \frac{d_log K/L}{d_log W/R}. \quad (\text{I.10})$$

É válido acentuar novamente que: dessas derivações evidencia-se a relação inversa entre salários e nível de emprego, como também uma relação direta entre o custo dos outros fatores de produção e ao produto. Coaduna, portanto, com os resultados de (BLANCHFLOWER; OSWALD, 1994 *apud* CARD, 1995) que definem “*The wage curve*” como a relação negativa fundamental entre salários e a taxa de emprego dos mercados de trabalho locais.

A natureza dual de ajustar a demanda por trabalho sugere grande cuidado em observar as ordens internacionais, ou intertemporais, e em retardar as mudanças impostas aos custos de contratar ou demitir. Outro fato relevante é que ajustes de demanda por trabalho sejam influenciados por “*asymmetric business cycles*”. Resumindo: durante a elevação rápida dos níveis de produção, a rotatividade voluntária é fortemente afetada, muito mais do que os níveis de emprego. (HAMERMESH, 1995).

Feitas essas observações, nota-se que a elasticidade-preço da demanda por trabalho é, normalmente, um número negativo, seja a curto ou a longo prazo⁴. A questão principal é sobre sua magnitude – quão sensível é o emprego às variações salariais –. Quanto maior for o valor absoluto, mais empregos estarão associados à mudança nas taxas de salário.

Dito mais especificamente: os determinantes da elasticidade da demanda por trabalho relacionam-se, nitidamente, com as quatro “Leis” da demanda derivada⁵; originalmente dadas pelo economista britânico Alfred Marshall (1920) e parcialmente modificadas por John Hicks (1932). Essas “Leis” estão intimamente ligadas aos efeitos escala e substituição, anteriormente descritos. Em resumo, elas atestam que, *coeteris paribus*, a elasticidade da demanda por trabalho será mais elástica, sob as seguintes alternativas:

- I. quando a elasticidade-preço da demanda do produto que está sendo elaborado é elevada;
- II. quando outros fatores de produção podem substituir facilmente a categoria da mão-de-obra;
- III. quando a oferta de outros fatores da produção é altamente elástica – ou seja, o emprego de outros fatores de produção pode ser aumentado sem que isso seja repassado aos seus preços – ; e
- IV. quando o custo de empregar a categoria mão-de-obra constitui uma grande parcela dos custos de produção totais.

Sinteticamente, que dizer que a demanda por mão-de-obra, por ter as características de uma demanda derivada, não é uma função somente de seu próprio

⁴ Contudo, vale registrar, (MACEDO, 1976, *apud* MAGNUSON, 2000, p. 35) alerta: “O sinal negativo que é usualmente encontrado para o coeficiente da variável salários numa ‘função de demanda’ pode estar refletindo simplesmente uma variação na distribuição de salários, e não necessariamente uma reação derivada das firmas face a variações no custo da mão-de-obra”.

preço, mas também dos preços de outros fatores de produção e da tecnologia envolvida. Essa afirmação pode ser alicerçada nas seguintes observações: “*The demand for labor was viewed as derived from consumer's demands for final goods and services, and as being concerned with the availability of employment. This view of labor demand is the one I adopt here to delimit the study.*” (HAMERMESH, 1993, p. 3).

Por fim, a longo prazo, a elasticidade da demanda por trabalho é, comumente, mais elástica do que a curto prazo. Isso decorre da possibilidade de substituição de trabalho por outros fatores, tendo em vista a probabilidade de ajustamentos que, a curto prazo, seriam inviáveis. Algumas restrições, todavia, podem tornar a demanda por mão-de-obra menos elástica, tais como negociações coletivas ou a legislação. Em contrapartida, a “flexibilização” teria efeitos opostos, aumentando a elasticidade da demanda por esse fator de produção.

Algumas outras extensões sobre os determinantes da demanda por trabalho podem ser incluídas no modelo. O estudo do comportamento de mercados monopolistas ou a competição imperfeita no mercado de produtos; a análise sobre os diferentes tipos de trabalho, tais como, subdividir o mercado de trabalho entre mão-de-obra qualificada e não qualificada; distingui-la, ainda, entre experiência; sexo; idade ou qualquer combinação que envolva algumas dessas variáveis é recorrente na literatura⁶.

Sem embargo: “*The traditional theory of demand for inputs has been criticised on many different grounds. Some writers have taken offence at what they believed were the ethical implications of the theory. However, it is unclear that any particular outcome in terms of factor rewards need have any special normative significance.*” (FALLON; VERRY, *op. cit.*, p.95.)

⁵ As referidas “Leis” vão além da proposta empírica, pois as três primeiras sempre se mantêm, porém a quarta, sobre certas condições, não se mostra suficientemente robusta. Para maiores detalhes ver (EHRENBERG; SMITH, *op. cit.*, p.121); ver também (FALLON; VERRY, *op. cit.*, p.92 e seguintes).

⁶ Ver, por exemplo, CAVALCANTI; GUIMARÃES. “*Labor market discrimination: quantile regression approach.* SBE. XXI Encontro Brasileiro de Econometria. Belém. Vol. I, p. 198-218. 1999. Sobre

Dessa forma, seguindo o propósito desta dissertação, iniciar-se-á a descrição sobre como o tema tem sido abordado, recentemente, no Brasil e no mundo. Os pontos destacados nas Seções seguintes deixam, momentaneamente, a discussão inicial sobre a teoria e avançam rumo à pesquisa empírica.

I-2: A Discussão Teórica Contemporânea

Ao longo da década passada, o debate realizado sobre a demanda por trabalho e a teoria são bastante ricos. Análises teóricas e pesquisas empíricas têm produzido, nos últimos tempos, numerosos e elucidativos estudos, especialmente com o avanço computacional que veio facilitar o trabalho econométrico dos cientistas. O ajustamento da força de trabalho, por meio da elasticidade-preço da mão-de-obra é um dos destaques da investigação no ramo da Teoria do Trabalho. Avaliar os impactos das mudanças dos níveis de emprego no Brasil e a respectiva regulamentação – desregulamentação – foi um dos destaques dentre os caminhos escolhidos pelos economistas. Embora o conhecimento de uma série dessas pesquisas ainda não seja muito preciso, sendo às vezes, inclusive ambíguo, é imprescindível reunir o que pôde ser encontrado a partir desses estudos.

Conforme já sublinhado, a teoria subjacente à investigação dos parâmetros de elasticidade-preço da demanda por mão-de-obra sugere a existência uma relação direta entre o produto e a demanda por trabalho, mas quanto aos salários reais a relação seria inversa. Assume-se, por conveniência, que a elasticidade de substituição da função de produção como constante e podendo ser expressa como uma função logarítmica linear, com retornos constantes de escala⁷.

“Thus, employment, measured in term of total employment of hours

trabalho qualificado, ver MENEZES-FILHO; FERNANDES; PICCHETTI, *“The distribution of male wages in Brazil: some stylised facts”*. (Idem, Vol. II, p. 813-32.).

⁷Para justificar a adoção de retornos constantes de escala: *“The problem is that if we do not impose constant returns, then marginal cost and hence the product price will vary with the scale of output. We would therefore have to take this explicitly into account in our analysis. In the textual discussion no such problem arcs as output was taken as fixed. A convenient mathematical property of constant returns is that of Euler’s theorem: $Q = F_L L + F_K K$.”* Notam: (FALLON; VERRY. *op.cit.* p. 104).

worked, is regressed on a number of variables including real wages, output and time. These are known as employment equations and are only demand equations when employment lies on the demand curve. However, the terms ‘employment equation’ and ‘demand for labour’ are often used interchangeably.” (LEWIS, 1998, p.2).

A mudança tecnológica⁸ assumida pode ser do tipo Harrod-Neutra, Hicks-Neutra ou Solow-Neutra o que, na prática, recomenda que a demanda por trabalho pode ser igual ao nível de emprego. Segundo esta metodologia, a função tradicional da demanda por trabalho pode ser escrita, como segue:

$$\log L_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log \left(\frac{w}{p} \right)_t + \alpha_2 \log Q_t + \alpha_3 \alpha_4 L_{t-1} + u_t \quad (\text{I.11})$$

O lado direito da equação acima traz a especificação dos termos do mecanismo de ajustamento parcial. A velocidade de acomodação do emprego pode ser deduzida a partir do coeficiente de defasagem do termo. Valores elevados podem implicar em ajustamento relativamente lento.

Cabe notar que: as primeiras pesquisas centradas na problemática da elasticidade da demanda por trabalho – no caso australiano – foram realizados no início dos anos 70 e como resultados desses estudos: *“The conclusion from such studies [vários] was that the coefficient on real wages was either insignificant [!] greater importance in explaining employment.” (LEWIS, op. cit, p.3)*

Por outro lado, amparado na literatura produzida na década de noventa:

“Duas conclusões comuns dos trabalhos (...) foram: os custos de ajustamento do emprego e das horas são elevados e influenciam a decisão das firmas em contratar ou não mais mão-de-obra ou em variar a jornada média das horas trabalhadas; as elasticidades custo-trabalho são baixas, o que representa baixa sensibilidade dos empresários às variações de custo do fator trabalho. Portanto, políticas de estímulo à

⁸ A literatura, freqüentemente, traz a tecnologia como poupadora de mão-de-obra. Todavia, isso também não é consenso. Para (HAMERMESH, 1993, p. 347), por exemplo, a explosão no número de trabalhadores empregados nos Estados Unidos e em outros países, desde a Revolução Industrial, é uma resposta óbvia de que a proposição de que, *de per si*, tecnologia reduz a demanda por trabalho está incorreta.

geração de empregos na indústria através da redução dos encargos sobre o trabalho têm efeitos limitados.”, relata (MAGNUSSON, 2000, p.52).

Outrossim, reformas trabalhistas, mudanças na política econômica e saltos tecnológicos alteram as relações entre emprego e salário real, assim como entre emprego e produto. Apesar da reorganização da produção, que provocou extinção de empregos no setor industrial, (ESTEVÃO, 1991 *apud* MAGNUSSON, *op. cit.*) sugere uma nova especificação da equação de ajuste do fator trabalho no curtíssimo prazo, incorporando, em seu modelo, a estimação de Hildreth-Lu (H-L), pois os resíduos são correlacionados com as variáveis explicativas no modelo. Supondo que as variáveis seguissem o ajustamento parcial, a equação do fator trabalho seria:

$$\ln\left(\frac{L}{H}\right) = c + \gamma\left(\frac{L}{H}\right) + \alpha_1 \ln(P_{LH})_t + \alpha_2 \ln(P_{LH})_{t-1} + b_1 \ln(P_c)_t + b_2 \ln(P_c)_{t-1} + c_1 \ln(Y)_t + c_2 \ln(Y)_{t-1} + u_t \quad (\text{I.12})$$

Onde:

P_{LH} = custo salarial horário,

P_c = custo do combustível,

u = resíduo, tal que $E(u_t) = 0$ e $E(u_t u_{t-s}) = 0$ para todo $s > 0$, o que equivale dizer tratar-se de um ruído branco⁹,

$\gamma\left(\frac{L}{H}\right)$ = velocidade de ajustamento da razão entre emprego e horas trabalhadas,

$$u_t = u_t - \rho_t u_{t-1}$$

Numa análise sobre a estimação de elasticidades no mercado de trabalho no Chile, concluíram (MELLER; LABÁN, 1988), no exame dos fatores determinantes da demanda de mão-de-obra, que: em economias fechadas, os resultados neoclássico e keynesiano são distintos. O primeiro, destaca que o aumento do nível de emprego é alcançado por reduções reais de salário. De outro modo, ainda segundo os autores, no

⁹ “The essential building block for the models to be discussed in this chapter [18] is the noise time series (...). Each element in the series is a random draw from a population with zero mean and constant variance. It is occasionally assumed that the draws are independent or normally distributed, although for most of our analysis, neither assumption will be essential.”, justifica (GREENE, 2000, p.749).

caso keynesiano seria o aumento do salário real o responsável pela diminuição do desemprego, por ocasião do aumento da demanda efetiva.

Cabe observar, ademais, que tanto o modelo neoclássico quanto o keynesiano são equivalentes quando tratam de economias abertas que sofrem de severas restrições externas. Nesses casos há convergência de que:

“Em síntese, para aumentar o nível de emprego em uma economia aberta, na qual a restrição externa é dominante, ao menos a curto prazo, é necessária uma redução dos salários reais (...) Em consequência, em dois modelos distintos para uma economia fechada, a redução do desemprego – ou aumento do nível de emprego – dá-se através de: a) uma redução do salário real, no modelo neoclássico; e b) um aumento do salário real, no modelo keynesiano. (...) estes dois enfoques com um único modelo em que distintas condições podem gerar um desemprego neoclássico (por excesso de salários reais) ou um desemprego keynesiano (por insuficiência de demanda agregada).”(MELLER; LABÁN, *op. cit.*, p. 533).

Recorre-se, portanto, ao modelo que relaciona o nível de emprego a uma constante, ao produto e aos salários, mais uma vez por meio de Log-Lin, conforme abaixo:

$$\ln E_t = \beta_{1t} + \beta_{2t} \ln Y_t + \beta_{3t} \ln w_t \quad (\text{I.13})$$

Onde:

- $w =$ custo real do trabalho;
- $Y =$ produto (ou demanda);
- $t =$ indicador de progresso técnico;
- $E_i =$ quantidade de trabalho demandada.

Outra contribuição importante, proporcionada por (MELLER; LABÁN, *op. cit.*) é a introdução do mecanismo do Filtro de Kalman (FK)¹⁰ incorporando-o aos resultados obtidos por meio dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) nos seis setores analisados.

¹⁰ “O método do Filtro de Kalman (FK) permite a estimação econométrica de modelos que possuem ‘coeficientes variáveis’. A característica central desse método é que o vetor de parâmetros, β_t , que é potencialmente diferente em cada período, está vinculado ao vetor de parâmetros de períodos anteriores (através de uma matriz de transição que se supõe conhecida a *priori*) e a elementos de inovação que

I-2.1: A Discussão Teórica Contemporânea - Regulamentação

A regulamentação do mercado de trabalho é invariavelmente imposta com, ao menos, dois objetivos. Primeiro, melhorar o bem-estar da força de trabalho, tendo como custo a introdução de algum grau de ineficiência econômica. Segundo, corrigir alguma inconveniência nas relações quando fatores externos e/ou outras imperfeições no mercado de trabalho estão presentes. (BARROS; CORSEUIL; BAHIA, 1999).

A estimativa dos resultados da implementação das novas Leis estabelecidas pela nova Constituição de 1988 (conforme QUADRO 1), consequência do processo de redemocratização do país, é apresentada por (BARROS; CORSEUIL; GONZAGA, 1999). Os autores indicam as seguintes hipóteses para avaliar os movimentos causados ao emprego pela ampliação do peso da folha, em particular, dos aumentos de custos de admissão ou demissão, quais sejam:

Cada firma i , em cada tempo t , escolhe o nível de emprego $n_i(t)$, maximizando o valor presente dos lucros esperados. Isto é, a firma opta por $n_i(t)$ buscando maximizar:

$$E \left\{ \sum_{r=0}^{\infty} \rho^r [R(n_i(t+r)p_i(t+r)\theta(t+r)\mu_i(t+r)) - \delta(t+r)w_i(t+r)n_i(t+r) - C(\Delta n_i(t+r)\eta(t+r))] \right\} \quad (I.14)$$

Onde R é a função receita e C denota a função de ajustamento de custos. Os argumentos da função R podem ser desagrupados em três estágios: i) nível de emprego, $n_i(t)$; ii) preço de todas as outras variáveis relativas aos insumos, $p_i(t)$; e iii) todos os fatores determinantes do estado tecnológico, sendo que este último pode ainda ser dividido em dois grupos: a) valor de parâmetros definindo estágios tecnológicos em cada ponto do tempo, θ_t , comum a todas as firmas, e b) uma firma e determinada inovação tecnológica num tempo específico, $\mu_i(t)$.

permitem captar a história estocástica da economia.” (MELLER; LABÁN, *op. cit.*, p. 535.), ver também: (CHAHAD, *et. all.* 2002, p. 104).

O segundo termo da equação acima retrata o custo direto do fator trabalho. Nesta fórmula, $w_i(t)$ é o salário real – obtido pela divisão do salário nominal pelo preço do produto – pago pela firma i no tempo t e $\delta(t)$ é a taxa entre a variável custo do trabalho e a taxa salarial. Finalmente, o custo de ajustamento é assumido pela função correspondente ao conjunto de alterações no emprego, $\Delta n_i(t) = n_i(t) - n_i(t-1)$, e o parâmetro $\eta(t)$. Dessa forma, esse índice captura mudanças no ambiente econômico e, além disso, na legislação trabalhista, porém é comum a todas as firmas, sinalizando que têm o mesmo custo de acomodação. (BARROS; CORSEUIL; GONZAGA, *op. cit.*). Assume-se, adicionalmente, que todas as empresas do mesmo setor tenham os mesmos preços dos insumos, resultando em:

$$G(p_i(t), \theta^2(t)) = \sum_{s=1}^m \varphi_s(t) I_{is} \quad (\text{I.15})$$

Onde:

I_{is} = firma i pertence ao setor s .

Presume-se, ademais, que, se a tecnologia, preços, salários e a legislação trabalhista permanecerem constantes a equação abaixo representará a convergência do nível de emprego a longo prazo:

$$\bar{n}_i = \frac{I}{\theta^{12}} \left(\theta^{11}(t) + \mu_i(t) + \sum_{s=1}^m \varphi_s(t) I_{is} - \delta(t) w_i(t) \right) \quad (\text{I.16})$$

Sendo $\delta(t)$ o parâmetro que reflete a variação dos custos e taxas de salário e o aumento dele resultaria, conseqüentemente, em declínio do emprego, tanto a longo quanto a curto prazo. Ao final do trabalho, em conformidade com a expectativa teórica, os resultados apresentados foram: “*The short and long-run wage elasticities are around -0.2 and -0.4, respectively. The estimated speed of adjustment is, however, much faster than traditionally estimated from time series data. In fact, the coefficient on lag employment is close to 0.5 in our monthly model. Typical estimates from time series would indicate figures closer to 0.8 or even 0.9.*” (BARROS; CORSEUIL; GONZAGA, *op.cit.*, p. 514).

QUADRO 1 - Alterações Introduzidas pela Nova Constituição, Promulgada em Outubro de 1988

Direitos Individuais	
Pré-Constituição	Pós-Constituição
1- Limite de horas semanais trabalhadas = 48 horas	1- Limite de horas semanais trabalhadas = 44 horas
2- Jornada máxima de trabalho para turnos ininterruptos = 8 horas	2- Jornada máxima de trabalho para turnos ininterruptos = 6 horas
3- Remuneração mínima acerca das horas extraordinárias = 1,2 sobre o salário normal	3- Remuneração mínima acerca das horas extraordinárias = 1,5 sobre o salário normal
4- Pagamento de férias = o último salário normal	4- Pagamento de férias = 4/3 do último salário normal
5- Licença Maternidade = 3 meses (sendo 1 antes e 2 após o nascimento do bebê)	5- Licença Maternidade = 120 dias
6- Aviso Prévio = 1 mês	6- Aviso Prévio = proporcional ao tempo de serviço (a ser regulamentado por Lei futura)
7- Multa por demissão sem justa causa = 10% sobre o saldo do (FGTS)	7- Multa por demissão sem justa causa = 40% sobre o saldo do (FGTS)
	8- Criação da Licença Paternidade = 5 dias
	9- Participação nos lucros (regulamentado por Lei em 1996/97).

Fonte: (BARROS; CORSEUIL; BAHIA, *op. cit.*, p.4)

De maneira complementar, estimar o impacto do valor das multas pagas aos trabalhadores demitidos na duração do emprego, por ocasião das alterações impostas pela Constituição de 1988, foi o propósito de outro trabalho promovido pelo IPEA.

Em uma combinação de dados de fluxo e de estoque, por meio dos apontamentos da Rais e Caged¹¹ os autores analisam as relações de trabalho das seis regiões metropolitanas brasileiras. A população pesquisada é dividida em dois grupos sendo que um é denominado de controle (supostamente não afetado pela regulação) e o outro de tratamento. De tal modo, a evolução dos dois grupos é tida como a estimativa do impacto da regulação. Depois de alguns supostos, o impacto da

¹¹ A Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) é um arquivo que registra as relações do setor formal. Por outro lado, o Cadastro Geral de Emprego e Desemprego (CAGED) possibilita identificar a duração da relação de emprego.

mudança constitucional sobre o grupo de tratamento pôde ser estimado por D , conforme segue:

$$D = (Y_1^r - Y_0^r) - (Y_1^c - Y_0^c) \quad (\text{I.17})$$

Dado que Y_0^r e Y_1^r são os indicadores de duração do emprego, para o grupo de tratamento, antes e após a alteração na Constituição, respectivamente, some-se a isso, Y_0^c e Y_1^c que correspondem à duração do emprego para o grupo de controle antes e depois o novo texto constitucional. “Overall, the evidence is consistent with the hypothesis that an increase in firing cost tends to reduce separation rates and so to increase the duration of employment spells. However, the large macroeconomic changes that occurred in Brazil at the end of the 1980s and beginning of the 1990s make it difficult to isolate the impact of the 1988 constitutional change”, frisam (BARROS; CORSEUIL; BAHIA, *op. cit.*, p. 26).

Também estudou (CHAMON, 1998 *apud* MAGNUSSON, *op. cit.*) a relação entre aumento dos salários, na década de noventa, o declínio dos postos de trabalho e a maior proteção social dada pela nova Constituição. Amparado na estimação de equações de demanda condicional de fatores de produção, a partir da função custo Leontief Generalizada (GL), o autor enumera dois fatores que contribuiram para o processo de substituição de trabalho por capital, sejam:

- A abertura comercial do início da década de noventa;
- Ampliação dos benefícios por ocasião da Constituição de 1998, corroborando, portanto, com (BARROS; CORSEUIL; GONZAGA, *op.cit.*).

Formalmente, a equação de custo seria:

$$C = Y \left\{ \sum_{n_2} \sum_{n_1} a_{n_1, n_2} [(P_{n_1})(P_{n_2})]^{\frac{1}{2}} \right\} \quad (\text{I.18})$$

Onde:

$$a_{n_1, n_2} = a_{n_2, n_1},$$

$$n_1, n_2 = L, K, M,$$

M = matéria-prima.

O pesquisador recorreu à introdução de uma variável *dummy* em março de 1990 para captar o efeito do Plano Collor, além de inserir uma variável dependente defasada para suscitar a dinâmica de ajustamento entre emprego e produto. Por fim, aplicando o Lema de Shephard – seguindo idêntica metodologia à de (CÁRDENAS; BERNAL, 2001) – chega à seguinte equação de demanda condicional de trabalho:

$$\frac{L}{Y} = l = a_{LL} + a_{LK} \left(\frac{P_K}{P_L} \right)^{\frac{1}{2}} + a_{LM} \left(\frac{P_M}{P_L} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (\text{I.19})$$

Após analisar os resultados econométricos, conclui: “*The suggestive evidence it provides points in the direction of substitution of labor by capital as the main responsible for the decrease in employment.*” (CHAMON 1998 *apud* MAGNUSSON *op. cit.*, p.48).

Entender as implicações da regulamentação do mercado de trabalho é preocupação de parte do meio científico. Estimular a desregulamentação das relações de trabalho, com seus impactos no emprego tem sido um processo comumente adotado mundo afora.

Os mercados de trabalho e de bens regulados têm sido freqüentemente responsabilizados pelos pífios desempenhos do continente Europeu, por exemplo, nos últimos 30 anos. Remover, em ao menos alguns pontos, essa regulamentação – deixando o mercado livre para agir – é um argumento ainda recursivo. O desemprego cairia e o produto seria ampliado, a despeito do encerramento das atividades de empresas menos competitivas.

Na tentativa de investigar ou “*shed light*” o suposto acima, (BLANCHARD; GIAVAZZI, 2000) compararam economias européias com maior e menor grau de regulamentação. Um dos focos é o conflito distributivo entre os trabalhadores e as empresas. O outro aspecto observado trata da regulamentação do mercado de trabalho como sendo determinada pelo poder de barganha exercido pelos

trabalhadores. O mercado de produtos, por sua vez, é definido pelo nível de competição das firmas, bem como pela composição dos custos.

Partindo de um modelo simples de equilíbrio geral em uma economia com mercados de produto e trabalho regulados; CES – *Constant Elasticity of Substitution*; uma função de utilidade côncava; progresso tecnológico Harrod-Neutro e um padrão de barganha de Nash¹²; no qual, juntos, a firma i e os trabalhadores, escolhem o salário e o nível de emprego maximizando o (\log) da média geométrica. Os autores (BLANCHARD; GIAVAZZI, *op. cit.*) propõem a seguinte equação para o modelo:

$$\beta \log((W_i - Pf(u))N_i) + (1 - \beta) \log((P_i - W_i)N_i) \quad (\text{I.20})$$

Sendo que o primeiro termo reflete excedente dos trabalhadores na firma i ; o segundo termo demonstra o lucro da firma i e o parâmetro β sinaliza o relativo poder de barganha dos trabalhadores, bem como o nível de regulação no mercado de trabalho.

“This assumption is known as (privately) “efficient bargaining”. Why assume efficient bargaining? First, it seems like a natural assumption in this context. But also, we want to capture the possibility that firms may not be operating on their demand for labor. In more in formal terms, we want to allow for the fact that, when there are rents, stronger workers (a higher β) may be able to obtain a higher wage without suffering a decrease in employment, at least in the short run.” (BLANCHARD; GIAVAZZI, *op. cit.*, p.9).

Para os autores, um decréscimo em β , portanto, seria a interpretação da desregulamentação do mercado de trabalho. Dito de outro modo: quanto maior β - em termos absolutos - maior o poder negociação dos trabalhadores. Como registro: a investigação empírica (na Alemanha, França, Itália e Espanha) mostrou uma tendência declinante deste parâmetro iniciada em meados dos anos 80 na Europa.

O modelo desenvolvido descreve que, a longo prazo, os trabalhadores ganhariam - com a desregulamentação - pelo aumento nas taxas de emprego, mesmo

¹² Neste tipo de barganha um jogador escolhe a melhor alternativa, dada a estratégia do outro. Em determinado período, por exemplo, cada firma barganha com L/m trabalhadores. Esses, por outro lado, podem optar por trabalhar nesta empresa ou, de outro modo, permanecerem desempregados neste período. Para uma maior discussão, ver: (NASH, 1950).

que isso, a curto prazo, custasse-lhes menores salários em decorrência do menor poder de permuta. A dinâmica da desregulamentação obedeceria ao seguinte encadeamento: a) redução inicial dos salários; b) os trabalhadores perderiam participação na renda em benefício de melhores lucros – maior *markup* – para as empresas; c) isso ampliaria a concorrência das firmas, atraindo novas empresas; d) por meio do aumento no número de empresas, concomitantemente, seriam ampliados os postos de trabalho e, por fim; e) os salários voltariam ao nível inicial, todavia com um patamar de empregos superior ao inicial.

Em síntese: o cerne da desregulamentação seria a existência de um *trade-off* entre os efeitos de curto e de longo prazos.

I-2.2: A Discussão Teórica Contemporânea - Flexibilização

A política econômica adotada na última década, a despeito das relações trabalhistas, pode ser definida – no Brasil – como o rompimento com os preceitos da chamada Era Vargas. Em especial, dissipar as relações de trabalho estabelecidas a partir da Revolução de 30 é o núcleo das políticas neoliberais que pressupõem, além disso, a desconstitucionalização dos direitos trabalhistas. Some-se a isso, o esvaziamento do código do trabalho, por ocasião da introdução de uma série de medidas flexibilizadoras das relações de trabalho (POCHMANN, *op. cit.*).

A flexibilização da CLT – Consolidação das Leis Trabalhistas – é um dos focos das discussões no ambiente nacional, sobretudo por tratar do futuro das relações entre capital e trabalho. Segundo a corrente favorável à sua aprovação: caso os trabalhadores não aceitem determinado acordo, não há o que discutir, pois a lei continua.

Neste sentido é que vai a declaração do professor Hélio Zylberstajn. Para ele: “Para quem discordar, a lei permanece vigendo. E as modificações só ocorrem se aceitas pela maioria dos trabalhadores. Os acordos têm prazo para acontecer e, decorrido o período, a situação volta à forma original (...) a principal alteração é a de que o negociado prevalece sobre o legislado.”. Ainda nesta mesma linha de

pensamento o professor José Pastore acredita que a flexibilização poderá até ajudar na incorporação de trabalhadores ao mercado de trabalho formal. Diferentemente, entre aqueles que se opõem à proposta, o maior temor seria a quase certeza de que os acordos firmados se transformariam em “leis” a serem exigidas por empregadores, em troca de emprego. Exemplificando isso, o secretário-geral do Sindicato dos Metalúrgicos do ABC, José Lopez Feijó, menciona os problemas causados pela extinção da estabilidade do emprego substituída pelo FGTS, durante o regime militar: “No primeiro momento foi opcional – diz ele – mas logo tal adesão passou a ser obrigatória, levando o trabalhador a escolher entre ela e o emprego”. (Jornal da USP, 10/02/2002).

Não somente na economia do trabalho, mas também em outros aspectos a flexibilização ou a regulamentação, mesmo que aparentemente bem-intencionadas, por vezes, têm culminado em resultados opostos aos inicialmente planejados. Os benefícios, geralmente apregoados, não são transportados do campo das promessas para o das realizações.

Na América Latina este quadro é evidente. Conforme a Tabela I.1 evidencia, quase todos os países listados sofreram ampliação nos seus níveis de desemprego após a realização de reformas, quase sempre de cunho liberalizante, nos seus mercados de trabalho.

TABELA I.1 – TAXAS DE DESEMPREGO URBANO EM PAÍSES DA AMÉRICA LATINA PÓS-REFORMAS NO MERCADO DE TRABALHO

<i>País</i>	<i>1980</i>	<i>1985</i>	<i>1990</i>	<i>Média 1991-95</i>	<i>Média 1995-99</i>
Argentina	2,6	6,1	7,5	10,4	15,4
Bolívia		5,8	7,3	4,7	4,1
Chile	11,7	17,2	9,2	7,3	7,3
Colômbia	10	13,9	10,5	9,3	13,5
Peru	7,1	10,1	8,3	8,4	8,6
Brasil	6,3	5,3	4,3	5,1	6,2
México	4,5	4,4	2,7	3,8	5,3
Venezuela	6,6	14,3	11	8,6	12

Fonte: Conjuntura Econômica. Mar, 2000. vol.5, nº3.

Em verdade, se, por um lado, as reformas parecem ter malogrado em reduzir o desemprego, por outro lado, é incerto o sucesso delas em garantir empregos de melhor qualidade. Legitimando isso: “Foi grande a decepção causada pela descoberta de que a vitória contra a inflação e as reformas pró-mercado não produzem necessariamente mais empregos [!], melhores condições de vida e um futuro melhor para os filhos”, segundo (BELLUZZO, 2002, p. 40).

Com o objetivo de destacar os determinantes da demanda por trabalho na economia colombiana, cuja taxa de desemprego em setembro de 2000 atingiu 20,5% – a mais alta da história moderna do país – (CÁRDENAS; BERNAL, *op. cit.*) produziram uma pesquisa empírica. Nela são analisadas as implicações das reformas trabalhistas introduzidas nos anos 90. Em suma: essas alterações no mercado de trabalho foram centradas em contratos mais flexíveis, embora essas mudanças acabassem aumentando os custos demissionais, além de incluir redução de algumas provisões, bem como a eliminação do monopólio relativo à seguridade social.

Coerentemente com essa idéia e com o propósito de analisar o pacote liberalizante na economia colombiana, por ocasião da reforma no mercado de trabalho – no setor urbano em sete regiões metropolitanas –, introduzidas nos anos 90, os autores tomam como partida a estimação da demanda por mão-de-obra com dados de séries temporais. Enfatizam, além disso, a mensuração da elasticidade-preço e a elasticidade de substituição entre os diferentes fatores produtivos e testam, à luz dos dados, esses valores com os anteriores à política liberal adotada. Completam: “*The main conclusion of paper is that labor demand elasticities in Colombia are around -0.5%, a value that is not low (in absolute terms) by international standards. Coeteris paribus, the increase in labor costs has resulted in a significant reduction in labor demand.*” (CÁRDENAS; BERNAL, *op. cit.*, p.4).

Para validar este argumento, os autores recorreram à observação de todas as reformas introduzidas na legislação trabalhista e seus custos relacionados. Assumem que os empregadores transferem, ao menos parcialmente, o aumento dos custos do

trabalho para os funcionários na forma de menores salários. Propõem, não obstante, a seguinte equação para testar esta hipótese:

$$\ln w_i = \beta_0 + \sum_i \beta_i pers + \beta_5 dumss + \beta_6 mw + \beta_7 dumss * mw + \sum_i \beta_i sec + \sum_i \beta_i city + \varepsilon_i \quad (I.21)$$

Sendo que *pers* é o vetor de características pessoais que inclui média de anos de escolaridade, gênero e experiência; *dumss* é a variável *dummy* com o valor de unitário quando o indivíduo é registrado no seguro social; *mw* é a variável *dummy* de que controla os ganhos relativos ao salário mínimo – taxas adicionais impostas às empresas não podem ser transferidas ao salário mínimo fixado –; *sec* é o vetor *dummy* para os 9 setores da economia e *city* é o vetor *dummy* para cada uma das sete cidades analisadas, ao passo que ε é o termo de erro.

Ao estimar a equação acima e avaliar os resultados, atestam:

“The adjustment of the regression is high (R-square are around 0.55) given the total number of observations (approximately 25.000 depending on the year). The personal characteristics variables appear with the correct sign and are statistically significant. In particular, returns to the education are positive (but low) and the coefficient is highly significant. The positive coefficient of the dummy variable for gender indicates that given other personal characteristics, labor income is relatively higher for men. In turn, experience has a positive but decreasing impact on wages. The dummy variables that account for the economic sectors and the city of location also come out significant.” (CÁRDENAS; BERNAL, *op. cit.*, p.12).

Coadunando com o método escolhido por (CHAMON, 1998 *apud* MAGNUSSON, *op.cit.*), as alterações na elasticidade de substituição são apuradas por meio da função (GL)¹³ *Generalized Leontief*. A derivada proveniente pode ser estabelecida por:

$$\frac{x_{it}}{y_t} = \sum_j b_{ij} \left(\frac{p_{jt}}{p_{it}} \right)^{\frac{1}{2}} + \alpha_i y_t + \gamma_i t \quad (I.22)$$

Onde x_{it} equivale a quantidade do fator i utilizado no período t , y_t é o produto no mesmo espaço temporal, p_{it} , por sua vez, é o preço do insumo i no momento t . Da equação (I.22), e por razão de mudanças na taxa insumo-produto,

¹³ Uma aplicação empírica desta função pode ser encontrada em (BERNEDT, 1996, p. 460 e seguintes).

resultam os seguintes pontos: i) alterações no preço relativo entre os fatores; ii) perturbações na escala de produção – nos casos cuja função de produção não seja homotética –; e iii) variação na tecnologia.

Em realidade, a Hicks-Allen que, de acordo com a observação de (FALLON; VERRY. *op. cit.*), mede a elasticidade parcial de substituição entre os fatores i e j ($\sigma_{ij} = \sigma_{ji}$) pode, por fim, ser calculada. Fazendo alguns ajustes chega-se à elasticidade do insumo i com o respectivo produto:

$$\varepsilon_i = 1 + \frac{\alpha_i y^2}{x_i} \quad (\text{I.23})$$

Acrescente-se, todavia, que ao passo em que a tecnologia exhibe retornos constantes de escala, paralelamente, a elasticidade do produto é igual a 1. Convencionalmente, após algumas derivações (CÁRDENAS; BERNAL, *op. cit.*, p. 18) chegam à estimação *dinâmica da demanda por trabalho*¹⁴, conforme abaixo:

$$n_t = c + \alpha_0 y_t + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 [w_t + nw_t] + \beta_1 [w_{t-1} + nw_{t-1}] + \gamma_1 n_{t-1} + u_t \quad (\text{I.24})$$

Tendo em vista n designar o emprego, y é autorregressivo e prognostica a produção, w é autorregressivo e prevê a base salarial, nm são os custos trabalhistas não-salariais que não refletem no ajustamento do emprego e u é o termo de erro.

Em última instância, notam, os autores, que não há evidências de que os efeitos das reformas estruturais – inclusive a abertura comercial – sejam relevantes às elasticidades da demanda por trabalho. Para eles, as implicações reformistas estariam restritas às mudanças dos preços relativos e, esses sim, influenciaram a demanda por mão-de-obra.

¹⁴ A demanda por trabalho tratada de maneira dinâmica quer dizer que o tempo é primordial para as conclusões. Por exemplo, sabe-se que os insumos mão-de-obra e energia são substitutos. Porém, isso não quer dizer que: imediatamente após um aumento no preço da energia a demanda por trabalho seja ampliada. Há, por certo, um determinado lapso temporal para o ajustamento. Daí a relevância do estudo embasado em séries de tempo.

I-3: Aspectos Empíricos da Demanda por Mão-de-Obra

O estudo da economia do trabalho é, em verdade, uma pesquisa sobre os interesses entre empregadores e empregados ou, noutras palavras, entre oferta e demanda – foco desta dissertação. Esta Seção ilustra os condicionantes da demanda por mão-de-obra e seus aspectos empíricos.

Como oportunamente foi frisado, na página 12: a demanda por mão-de-obra é uma demanda derivada. Isto é, o empresário contrata trabalhadores não pela satisfação direta em fazê-lo, mas sim pela provável contribuição que este novo trabalhador pode trazer ao processo produtivo. Examinar o comportamento real da procura por mão-de-obra torna-se relevante ao passo que, dentro da indústria, sua característica também provém desta peculiaridade.

I-3.1: Algumas Funções de Demanda por Mão-de-obra

É importante reconhecer, de início, que a escolha da especificação da função de demanda reflete, essencialmente, quais os objetivos serão almejados. Conforme a pesquisa bibliográfica evidencia, de fato, muitas metodologias têm sido utilizadas. Uma grande gama de suposições relativas, por exemplo, à tecnologia, à forma matemática da função de produção tem sido freqüente. Não somente quanto a isso, destaque-se, hipóteses relacionadas também ao número de variáveis incluídas nas funções de demanda são, de certo modo, heterogêneas. Dada a impossibilidade de relatar toda a literatura – modelo por modelo – registrar-se-á, genericamente, o que há de recorrente.

Em primeiro lugar, pode-se sublinhar a função de demanda que advém do conceito de maximização dos lucros. A firma busca empregar um dado nível L , cujos salários é dado por W , e o conjunto de m outros fatores que compõem o processo de produção, com os preços dados por, P_1, P_2, \dots, P_m e k insumos com

quantidades, Z_1, Z_2, \dots, Z_k . Matematicamente, a função de demanda por mão-de-obra pode ser escrita como:

$$L = L\left(\frac{W}{P}, \frac{P_1}{P}, \dots, \frac{P_m}{P}, Z_1, \dots, Z_k\right) \quad (\text{I.25})$$

Sendo que P é o preço do produto. Esta função traz como informação, por exemplo, quais as mudanças na taxa salarial – mantidos constantes os preços de outros insumos e suas quantidades – seriam capazes de alterar os níveis de emprego e em que magnitude isso ocorreria. Quando o ajuste imperfeito é levado em conta, este modo é apropriado para analisar o impacto nas mudanças ocorridas nas variáveis relativas à demanda por trabalho, em seus mais diversos períodos (FALLON; VERRY, *op. cit.*).

Embasado em (SARGENTE, 1978), (HAMERMESH, 1995) assevera que a firma maximiza o fluxo de lucro esperado e dispõe da seguinte equação para justificar tal proposição:

$$\pi = E_t \sum_{t=0}^{\infty} R^i \left[(\alpha_0 + \alpha_{0,t+i}) L_{t+i} - 0.5 \alpha_1 L_{t+i}^2 - w_{t+i} L_{t+i} - 0.5 C_{t+i} \right] \quad (\text{I.26})$$

Onde π remonta à maximização, C trata dos custos, L denota o nível de emprego, w é a taxa de salário, $R < 1$ é o fator de desconto, e α são os parâmetros da função de produção, com $\alpha_{0,t+i}$ tendo média zero e variância positiva. Requerendo, adicionalmente, que, tanto a função de produção como o ajustamento dos custos, tenham a forma quadrática.

Algumas considerações, contudo, podem ser feitas acerca da hipótese de maximização dos lucros. Cabe chamar a atenção para o fato de que a empresa pode ter outros objetivos que vão além da maximização do lucro.

*“Baumol (1958) has argued that firms wish to maximise sales or sales revenue subject to profit constraint, while Williamson (1966) and Marris (1964) see the firm as attempting to maximise its rate of growth subject to constraints placed upon the value of its equity by the wishes of its shareholders. Other writers such as Cyert and March (1963) have gone even further and have argued that even if profit is the main objective of the firm, then it still may not be legitimate to regard the firm as a maximiser but rather as a ‘satisficer’, i.e. an institution achieving a satisfactory level for each of its goals and for those of its various departments.” (FALLON; VERRY, *op. cit.* p.95).*

Feitas as ressalvas, uma segunda abordagem, por exemplo, remete à decisão de minimização dos custos, na qual todos os insumos são variáveis. Para minimizar custos, sublinhe-se, a firma deve observar se o dispêndio de realizar uma unidade adicional de produção acrescentando apenas mão-de-obra é igual ao gasto de se produzir essa mesma unidade extra, utilizando apenas capital adicional. Por esses valores serem distintos, a empresa poderia reduzir seus custos expandindo o emprego do fator mais em conta, simplesmente diminuindo a aplicação do outro.

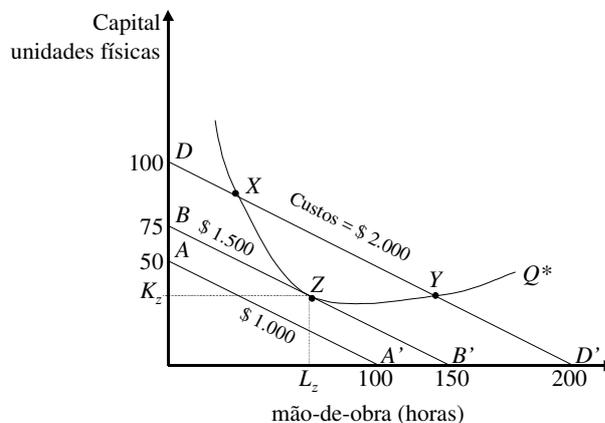
Economicamente, ou seja, a lógica por trás da premissa da minimização, tem-se a Taxa Marginal de Substituição Técnica, dada por:

$$TM_g ST = \frac{-\Delta K / \Delta Q}{\Delta L / \Delta Q} = -\frac{PM_g L}{PM_g K} \quad (I.27)$$

Em que ΔK é a variação de capital, ΔL é a diferença da mão-de-obra, ΔQ é a alteração na produção, $PM_g L$ é, por sua vez, a produtividade marginal da mão-de-obra e, por fim, $PM_g K$ é a produtividade marginal do capital.

Para ilustrar na figura abaixo, supõe-se que o nível de produção maximizador do lucro seja dado por Q^* . Dentro desta perspectiva, a firma deverá buscar a curva de isocusto que tangencie a curva de produção Q^* , da forma menos dispendiosa, neste caso, é a isocusto representada por BB' (definindo 150 horas de mão-de-obra e 75 unidades físicas de capital). Uma vez que, a despeito da isocusto AA' representar 100 horas de mão-de-obra, juntamente com 50 unidades físicas de capital, ela não tangencia a curva de produção maximizadora do lucro em nenhum de seus pontos. Outrossim, o caso da isocusto DD' – que representa a utilização de 200 hora de mão-de-obra, bem como de 100 unidades físicas de capital – que cruza a isoquanta em Q^* , não é a solução ótima já que utiliza uma quantidade maior de fatores de produção e, dessa forma, não minimiza os custos.

Seguindo a exposição gráfica dada por (EHRENBERG; SMITH, *op. cit.*, p. 112), pode-se ver:

Figura I.2- Minimização de custos na produção

A título de ilustração, se se supuser, adicionalmente, que o custo de salário seja de \$ 10 por hora e o preço de uma unidade de capital seja de \$ 20, então em DD' os custos seriam de \$ 2.000; em BB' seriam de \$ 1.500 – porém, tangenciando a produção maximizadora de lucros – e em AA' os custos seriam \$ 1.000, no entanto, abaixo da curva Q^* , demonstrando a impossibilidade de maximizar lucros e minimizar custos ao mesmo tempo neste nível. Formalmente, o problema seria:

$$\text{minimizar } C = WN + RK$$

$$\text{sujeito a } Q = f(K, L)$$

conseqüentemente, com as condições de primeira-ordem, tem-se

$$W = \lambda \frac{\partial Q}{\partial L} \text{ como também } R = \lambda \frac{\partial Q}{\partial K}.$$

Sendo que λ denotaria o custo marginal. Podendo ser estabelecida a proporcionalidade entre salários e produtos marginais. Dada por:

$$\lambda = \frac{R}{\partial Q / \partial K} = \frac{W}{\partial Q / \partial L} \quad (\text{I.28})$$

Relatadas as duas diferentes maneiras de comportamento pelo lado da firma, é importante questionar: se a maximização de lucros é o oposto da minimização de custos, então por que utilizar um ao invés do outro?

Primeiramente, a minimização de custo só recorre ao lado da oferta do

mercado de bens, assim não se pode, *de per se*, afirmar qual será o nível de produção. Já a maximização de lucro, por outro lado, exige que sejam consideradas a oferta e a procura simultaneamente. Desta forma, o custo marginal é comparado à receita marginal. Isso resolve, por fim, as quantidades absolutas de cada um dos fatores que devem ser inseridas no processo produtivo.

Analisado o comportamento da empresa, é chegado o momento de se inquirir sobre a conduta conjunta em relação à procura por mão-de-obra.

I-3.2: A Demanda Agregada por Mão-de-obra

Ao investigar-se a demanda agregada por mão-de-obra o pesquisador está, sobretudo, tratando das respostas que o nível de emprego dá às variações em seus determinantes, em especial, em relação ao curto e médio prazos¹⁵.

“By the short run we mean the more or less immediate impact of a change in, for example, the wage rate, such as over a one-year period, while by the medium run (e.g. three years) we refer to the final response by employers given a fixed capital stock.” (FALLON; VERRY, *op. cit.* p. 122-3).

Tal qual acontece na Teoria do Consumidor, a procura agregada por trabalho é a representação da soma de mão-de-obra requerida por todas as empresas em um mercado específico a cada nível de salário real. O cerne desta proposição é que, tendo em vista que a curvas de demanda do mercado derivam diretamente da soma de curvas das firmas, elas também são inclinadas negativamente, como função do salário real. Em outras palavras: quando o salário real é reduzido (ampliado), as firmas desejam contratar um número maior (menor) de trabalhadores. Além disso, o salário real mais baixo pode ser um grande atrativo às novas empresas ingressantes no mercado. (EHRENBERG; SMITH, *op. cit.*).

¹⁵ Cabe notar que a longo prazo é o período temporal, não necessariamente relacionado com o calendário, no qual o empresário pode variar todos os insumos de produção, inclusive capital.

Assumindo, mais uma vez, a condição de maximização dos lucros, bem como uma empresa tomadora de preços, cuja taxa de salário seja dada por W , sabe-se que esta taxa deve ser comparada à produtividade marginal do fator trabalho. Propõem, dentro deste contexto, (LAYARD; NICKELL, *apud* FALLON; VERRY. *op. cit.* p. 124) a seguinte formulação para a função de demanda agregada por trabalho:

$$\log N_t = a_0 + a_1 \log N_{t-1} + a_2 \log N_{t-2} + a_3 \log \left(\frac{W}{P} \right)_t + a_4 A_t + (1 - a_1 - a_2) \log K_t \quad (\text{I.29})^{16}$$

Onde N_t denota o nível de emprego, $(W/P)_t$ descreve a taxa de salário real, A_t mede o nível tecnológico atual e, por fim, K_t trata do estoque de capital. As defasagens do modelo são relatadas da seguinte maneira: “uma função agregada de demanda por trabalho, corretamente especificada [para o Reino Unido], incluirá a variável de resposta defasada em dois períodos, como uma variável de controle adicional.”¹⁷

O uso de logaritmos, por sua vez, é justificado como sendo uma formulação consistente com a função de produção Cobb-Douglas. Ademais, a restrição ao coeficiente K_t remete à suposição de retornos constantes de escala. Em uma análise sobre a demanda agregada por trabalho na economia britânica e alicerçado nos instrumentos econométricos acima descritos, ao menos três resultados são salientados; sejam eles:

“The first is that there is a significant negative relationship between the aggregate demand for labour in UK and the real product wage. (...) A second conclusion is that, in manufacturing at least, labour demand is negatively related to the real product price of raw materials. The positive substitution effects that one would anticipate in favour of

¹⁶ Realçar a inclusão de variáveis dependentes defasadas na equação – servindo, dessa forma, como explicativas – para determinação do nível de emprego atual é essencial, pois também será o recurso econométrico desta dissertação, tal qual pôde ser encontrado em um grande número de outros trabalhos com propósitos semelhantes. Vide, por exemplo, (CÁRDENAS; BERNAL, *op. cit.*, p. 18), ver também (CHAHAD.; *et. all. op. cit.*, p. 121).

¹⁷ Para observar outras aplicações empíricas sobre métodos de estimação agregada para Reino Unido, EUA e outros dez países, inclusive com a variável explicada defasada inserida como explicativa, ver (CARD, *op. cit.*). Tradução livre.

employment if material prices increased are thus apparently outweighed by the negative output effects. (...) The last conclusion is that the success reported by Layard and Nickell in finding a direct positive relationship between aggregate demand variables and labour demand, indicates that aggregate demand shocks have a direct influence on unemployment over and above their impact on prices.” (FALLON; VERRY, op. cit., p. 125).

Por vezes, os pesquisadores empíricos evocam alguns subterfúgios para levar adiante seus projetos. Invariavelmente, uma ou outra arbitragem é recorrente. Nas conclusões apresentadas acima, por exemplo, a especificação da pesquisa foi tratada em dois períodos. Em um primeiro instante, para legitimar esse recurso afirmou-se que havia dois diferentes tipos de trabalho agregado sendo que cada um deles está sujeito a um procedimento diferente de ajustamento parcial, portanto dois coeficientes distintos.

Outra pesquisa empírica lançou mão da mesma taxonomia para observar o comportamento do mercado de trabalho britânico. (BLANCHFLOWER; OSWALD, 1994) subdividiram em duas partes o período que vai de 1973 até 1990. Os resultados encontrados, em termos de elasticidade da curva salarial, foram – 0.07 entre 1973 e 1980 e de – 0.09 para o período entre 1981 e 1990.

Note-se, este tipo de metodologia também foi utilizado para o mercado de trabalho brasileiro nos anos 90, cujo principal objetivo era identificar as alterações fundamentais que ocorreram no período 1990/94 (até junho) e 1994 (a partir de julho) ao ano de 1998. Conseqüentemente, tendo como marco divisório o Plano Real¹⁸ e cuja conclusão foi a de que os rendimentos reais e o custo do trabalho aumentaram em todos os setores (NERI; CAMARGO; REIS, 2000).

A investigação, a que se destina esta dissertação, tem como finalidade, dentre outras, notar qual é a resposta do nível de emprego às variações dos componentes que determinam a demanda por mão-de-obra na indústria. Para que seja possível avançar neste intento, far-se-á necessário, antes de tudo, esboçar o conceito

¹⁸ Sobre o Plano Real ver, em especial, (MERCADANTE, 1998).

de elasticidade. Conforme ocorre na próxima Seção.

I-3.3: A Elasticidade da Demanda por Mão-de-Obra

Deu-se, ao início do Capítulo, indiretamente, uma discussão preambular sobre a elasticidade da demanda por mão-de-obra. Nesta Seção, o propósito é tratar minuciosamente sobre o tema, visto sua essencialidade nesta pesquisa empírica.

O conceito de elasticidade está intrinsecamente relacionado com as “Leis” da demanda derivada de Marshall e de Hicks. Agora, conceituar-se-á a elasticidade-preço da demanda. Nas palavras de (SANDRONI, 2002, p. 199): “Elasticidade [preço da demanda] é a relação entre as diferentes quantidades de oferta e procura de certas mercadorias, em função das alterações verificadas em seus preços”. Já segundo (PINDYCK; RUBINFELD, 1999, p. 32): “A *elasticidade* [preço da demanda] *é uma medida da sensibilidade de uma variável em relação à outra*. Mais especificamente, trata-se de um número que nos informa a *variação percentual que ocorrerá em uma variável como reação a uma variação de 1% em outra variável*”. (grifos no original).

Esse conceito, em especial, também é aplicado ao mercado de trabalho e o será nesta dissertação. A elasticidade pode ser relacionada, por exemplo: ao trabalho heterogêneo¹⁹, ou homogêneo; a grupos laboriosos; à substituição entre trabalho e capital; a análise de número de trabalhadores ou horas trabalhadas e à tecnologia.

Detalhadamente, algumas constatações sugerem que: quanto maior o nível de qualificações incorporadas a um grupo de trabalhadores, menor será a elasticidade-preço do próprio salário, bem como menor a elasticidade de substituição de mão-de-obra desse grupo por capital. Neste sentido, (HAMERMESH, 1993, p. 110 e 114) traz duas tabelas (3.7 e 3.8) nas quais ficam evidentes que o capital e os

¹⁹ Diferentes idades, sexo, raça, grau de especialização ou aos efeitos da migração.

trabalhadores qualificados constituem complementos da produção. Em verdade, as estimativas de elasticidade da demanda do próprio salário na indústria tendem a variar amplamente. Geralmente, porém, são inelásticas²⁰. Isso decorre do fato de que a elasticidade da demanda de produtos por uma empresa pode ser elevada, mas, ao nível industrial, provavelmente será muito menor.

“...grupos que são complementos na produção são sempre complementos brutos (eles têm elasticidades cruzadas *negativas* de demanda). Entretanto, para que os grupos que são substitutos na produção sejam substitutos brutos (que têm elasticidades cruzadas *positivas*) depende das magnitudes relativas dos efeitos escala e substituição [discutidos na página 9]; o efeito substituição deve ser maior para que os grupos sejam substitutos brutos.” (EHRENBERG; SMITH, *op. cit.*, p. 129).

De acordo com (HAMERMESH, 1993), que balizou este Capítulo: ainda há muito que se pesquisar sobre o tema. Algumas coisas já são conhecidas, entretanto tantas outras ainda permanecem sem respostas convincentes. Assim, objetivando lançar luz aos dados relativos à indústria nacional e com o escopo mais específico – que é o de relacionar o nível de emprego, salários reais, produto, consumo de energia e nível de atividade de 1990 até 2000 – é que se introduz a análise univariada das séries de tempo no Capítulo seguinte.

²⁰ Em um levantamento bibliográfico da produção brasileira sobre trabalhos relativos à análise de elasticidade, (CHAHAD, *et. all. op. cit.*) registram um grande número de estimativas relativas à indústria nacional, em um procedimento bastante similar ao de (HAMERMESH, 1993).

Todos os modelos são errados, mas alguns são úteis.

PICHETTI

Of course, the model is only a simplification of reality.

GREENE

Capítulo II: Análise Univariada: Descrição das Séries Utilizadas

Introdução

Regredir uma variável de série temporal sobre outra da mesma espécie indica, invariavelmente, um alto R^2 , conseqüência de uma presumível regressão espúria, muito embora possa não existir uma relação intuitiva significativa entre elas. Isso, muito provavelmente, pode ocorrer, pois comumente essas variáveis apresentam um componente de tendência, quer seja ele um movimento ascendente ou descendente continuado.

Normalmente, a econometria de séries temporais está preocupada com a estimação de equações em diferenças que contenham séries com componentes estocásticos. O avanço inerente à literatura contemporânea, ademais, presta especial atenção ao fato de que algumas destas séries serem estacionárias e outras tantas serem não-estacionárias. Os trabalhos empíricos, baseados em séries de tempo, como esta dissertação, supõem que as variáveis pesquisadas, para resultados robustos, tenham um comportamento estacionário; isto é, não apresentem raízes unitárias. Neste Capítulo, porém, a investigação dar-se-á a partir da análise visual dos dados, pois, somente no próximo, os testes formais de averiguação de estacionariedade, bem como de co-integração serão oferecidos.

Dentro do propósito de investigar as relações existentes entre as variáveis de séries temporais, que fazem parte desse trabalho, este Capítulo está arquitetado da seguinte maneira: na Seção II-1 é feita a descrição dos dados utilizados relacionando-os com a periodicidade. Dando seqüência, na Seção II-2 alguns fatos estilizados, em econometria de séries temporais, são relatados. Indispensáveis ao

andamento da pesquisa, conceitos e definições são observados na Seção II-2.1. Mais detalhadamente, a análise univariada das séries é tratada na Seção II-3, assim como a apresentação gráfica das variáveis em nível e em primeira diferença de todas as séries utilizadas na dissertação. Por fim, a análise de Estacionariedade (Seção II-4) do Correlograma (Seção II-4.1) e os testes para detecção da presença de raiz unitária *ADF* (Seção II-4.2) e *PP* (Seção II.4.3) encerram o Capítulo.

II-1: Descrição dos Dados Utilizados

A função de demanda por trabalho na indústria nacional, a ser estimada, está relacionada com um grupo de outras séries. Contudo, obter todas as possíveis variáveis de controle ao modelo seria pouco provável. Isso decorre do fato de que: nem tudo aquilo que influencia, direta ou indiretamente, na determinação do nível de emprego industrial é ou pode ser mensurado. A taxa de juros, por exemplo, poderia ser uma das variáveis introduzidas nesta pesquisa. Porém, tendo em vista este ter sido um período de um grande número de planos econômicos¹ – portanto de profundas mudanças na economia – poder-se-ia incluir uma variável muito volátil e que talvez não explicasse mais do que as escolhidas. A esse respeito, um grupo importante de pesquisadores aplicados pondera: é sempre prudente pautar pela parcimônia, principalmente em modelos econométricos (*simplicity, simplicity, simplicity!*).

Nesta dissertação, os dados utilizados são mensais e o período analisado vai de janeiro de 1990 até dezembro de 2000². Apesar de haver a disponibilidade de dados em um espaço temporal de maior abrangência, restringir o período amostral faz parte das escolhas que se tem que fazer em econometria aplicada. É

¹ Neste período o país teve dez ministros da fazenda, por exemplo.

² Exceto as séries relativas à produção física industrial nos setores (Madeira), (Mobiliário) e, por fim, (Couros e Peles) que têm início a partir de janeiro de 1991.

relatado, por tanto, neste trabalho, a fase relativa ao final do governo Sarney, toda a administração Collor de Mello, a completa gestão Itamar Franco, bem como o primeiro governo Fernando Henrique e os dois primeiros anos do segundo mandato.

Na seqüência os dados utilizados na dissertação são esmiuçados. Registre-se, as séries foram coletadas nas *homepages* das instituições mencionadas. Para os dados relativos ao custo do trabalho, consideram-se como *proxy* as informações fornecidas pelo IBGE sobre a Folha de pagamento real – índice base média de 1985, tal como ao pessoal ocupado na produção que segue a mesma base de dados. Adicionalmente, a produção física, também medida pelo IBGE, tem como referência o índice base com ajuste sazonal, cuja média é de 1991³.

O consumo de energia elétrica, conforme a literatura, é complementar ao uso dos bens de capital, os últimos, por sua vez, são substitutos de trabalho. Dessa forma, o parâmetro que pode servir de *proxy*⁴ à elasticidade de substituição de mão-de-obra por capital, é informado pelo BACEN, com registros da Eletrobrás. Outrossim, resolveu-se aplicar um indicador do nível de atividade – fornecido pelo BACEN, mas mensurado pela FIESP – na composição dos resultados. O objetivo, principalmente, é notar qual é a influência deste no nível de emprego.

II-2: Fatos Estilizados

O uso de elementos de séries temporais em econometria tornou-se bastante freqüente na pesquisa empírica, de forma que os econometristas têm dispensado, cada vez mais, grande atenção a tais dados. Dentro desta perspectiva, e com o recorrente uso, alguns comportamentos começaram a ser referendados.

Assim, destacando as propriedades das informações de séries de tempo e

³ Para as séries relativas aos setores (Editorial e Gráfica) e (Diversas) não há registro dos dados pelo IBGE.

⁴ Frequentemente, a teoria econômica é desenvolvida por meio de conceitos abstratos e as observações não corroboram para o entendimento teórico. Embora a teoria possa ser refinada, os dados escolhidos podem não ilustrá-la. Por essa razão, é bastante lícito o uso de *proxies* (JOHANSEN, 1996).

frisando o cuidado que se deve ter em inferências a partir do exame visual:

“Casual inspection [das mais importantes variáveis encontradas na análise macroeconômica] does have its perils and formal testing is necessary to substantiate any first impressions. However, the strong visual pattern is that these séries are not stationary; the sample means do not appear to be constant and/or there is the strong appearance of heteroskedasticity. We can characterize the key features of the various séries with these ‘stylized facts’.” Afirma (ENDERS, 1995, p. 135-9).

São relevantes, ainda segundo o autor, e característicos de um grande grupo de séries de tempo em economia, os seguintes eventos:

1. *Muitas séries de tempo contêm uma tendência clara.* O Produto Nacional Bruto apresenta uma tendência nitidamente positiva ao longo do tempo. Para algumas outras séries (taxas de juros e de inflação), por exemplo, a tendência positiva é interrompida quando há declínio na Renda. Trazem, sobremaneira, um comportamento não-estacionário;

2. *Algumas das séries parecem “vagar”.* A taxa de câmbio libra/dólar se mostra com tendência particular ora em alta, ora em baixa. Oscilam entre períodos de apreciação e depreciação sem tendência à reversão média a longo prazo. Este tipo de “passeio aleatório” é um comportamento típico de séries não-estacionárias;

3. *Alguns choques ocorridos nas séries são altamente persistentes.* O autor exemplifica, dizendo que o aumento “violento” nas taxas de juros do *Federal Funds* em 1973 fez com que o nível continuasse elevado por cerca de dois anos;

4. *A volatilidade de algumas séries não é constante todo o tempo.* Durante os anos 70, os preços dos produtos nos EUA flutuam freneticamente se comparados aos anos 60 e 80. Frisa o autor, que essas séries são chamadas de “condicionalmente heterocedásticas⁵” se, a longo prazo, a variância for

⁵ Acerca de heterocedasticidade, ver (WHITE, 1980, p. 817-38)

constante, mas em determinados períodos ela se apresentar bastante alta; e

5. *Algumas séries se movem junto a outras.* Pode-se esperar, ainda segundo (ENDERS, *op. cit.*), que forças econômicas que interferem na indústria americana também possam afetar a indústria internacional, por exemplo.

Com propósito similar (HENDRY, 1995; *apud* MARÇAL, 1998, p. 52), por sua vez, enumera outros sete fatos estilizados, sejam eles:

1. Em Economia, muitas séries de tempo apresentam evolução suave quando se observa o gráfico em nível;
2. Por outro lado, o gráfico da primeira diferença traz um padrão muito mais errático;
3. Em nível, parece existir uma tendência linear;
4. Esta tendência, analogamente, é menos intensa em diferença;
5. As séries econômicas tendem a exprimir alta correlação entre si;
6. As séries são menos suaves em diferenças simples do que em lugar de diferenças múltiplas nos dados; e
7. Demonstram um comportamento mais errático quanto maior o número de diferenças for tomado.

A fim de propiciar uma análise visual dos dados utilizados nesta dissertação, tal como verificada na maior partes dos trabalhos econométricos, a seguir serão apresentados os gráficos que trazem os dados de indicadores do nível de atividade e de consumo de energia na indústria geral. Ainda neste Capítulo, todas as outras variáveis estarão organizadas para o devido exame do leitor. É importante lembrar: “*A critical first step [!] in any econometric analysis is to visually inspect the data.*” (ENDERS, *op. cit.*, p.235).

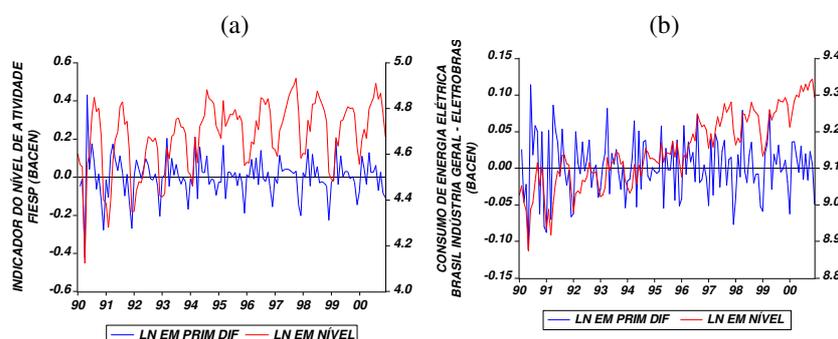
Figura II.1 – Exemplos de Variáveis Econômicas

Figura II.1.a mostra a evolução do logaritmo do indicador do nível de atividade da indústria, tratado pela Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP), em nível e em sua primeira diferença. A primeira diferença é nitidamente estacionária, fator não possível de verificação visual quando se observa a série em nível, além disso, pode-se notar que há uma grande volatilidade na série, bem como algum componente sazonal.

Com o mesmo intuito, a Figura II.1.b traz o comportamento do consumo de energia elétrica, no país, por parte da indústria geral (em logaritmo natural), medido pela Eletrobrás, em nível e em sua primeira diferença. Quanto à sua primeira diferença, evidencia-se um comportamento típico de séries $I(1)$, ao passo que em nível a variável demonstra uma tendência crescente ao longo do tempo. Com efeito, corroborando com o que sugere a literatura: o desempenho do consumo de energia elétrica é, *prima facie*, inverso ao do nível de pessoal ocupado na produção na indústria geral (Figura II.2.a), aventando substituição de mão-de-obra por capital.

Conforme pôde ser notado, o comportamento dessas variáveis econômicas, que serão utilizadas nessa dissertação, acompanha aquilo que foi relatado por (ENDERS, *op. cit.*), como também o descrito por (HENDRY, *op. cit. apud* MARÇAL, *op. cit.*). Como detalhado adiante, as variáveis que compõem este trabalho não são exceções, mesmo tratando-se de um período composto por intensificação da abertura econômica e financeira, bem como de grande

instabilidade macroeconômica, significativa apreciação cambial e mudança nos coeficientes de importação e exportação, fatores esses que ampliam a volatilidade das séries, *vis-à-vis* às economias maduras.

Ao mesmo tempo, um bom modelo que vise descrever o processo que gerou os dados [DGP] deve ser capaz de replicar as características listadas na página 42, desta dissertação, (HENDRY, 1995 *apud* MARÇAL, *op. cit.*, p. 53).

II-2.1: Definições e Conceitos⁶

Inicialmente, saliente-se a notação que será utilizada neste Capítulo, assim como certos conceitos úteis que serão retomados adiante. Neste sentido:

Seja $z_t \in \mathfrak{R}^n$ um vetor de variáveis aleatórias observáveis para $t = 1, 2, \dots, T$. Além disso, Z_t^1 a matriz ($t \times n$):

$$Z_t^1 = (z_1, z_2, \dots, z_t) \quad (\text{II.1})$$

que simula as observações até o tempo t , e seja Z_0 a matriz das condições iniciais. Quanto à informação disponível no período t , é dada por:

$$Z_{t-1} = \begin{pmatrix} Z_0 \\ Z_{t-1}^1 \end{pmatrix} \quad (\text{II.2})$$

De modo geral, ao assumir-se que o processo gerador das T observações seja contínuo com relação a certa métrica e que, destarte, seja representado pela função de densidade conjunta $D(Z_T^1 | Z_0, \theta)$, onde $\theta \in \Theta$ é um vetor de parâmetros desconhecidos.

Não obstante, o vetor z_t pode ser decomposto da seguinte maneira:

$$z_t = \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} \quad y_t \in \mathfrak{R}^p \quad x_t \in \mathfrak{R}^q \quad p + q = n \quad (\text{II.3})$$

A decomposição acima leva às partições das matrizes abaixo:

$$Z_0 = (Y_0 X_0) \quad Z_t^1 = (Y_t^1 X_t^1) \quad Z_t = (Y_t X_t) \quad (\text{II.4})$$

A fatoração da densidade conjunta é o resultado do objetivo inicial em se

⁶ Essa Seção segue, basicamente, a apresentação dada por (NAKANE, 1994).

buscar o modelo que advém das observações z_t obtidas a partir dos seus valores passados. Formalmente, têm-se:

$$D(Z_T^1|Z_0, \theta) = \prod_{t=1}^T D(z_t|Z_{t-1}, \theta_t) \quad (\text{II.5})$$

Especificamente falando, a função de densidade condicional de interesse é dada por $D(z_t|Z_{t-1}, \theta_t)$. Por essa razão, supõe-se que tais funções tenham forma funcional comum e um espaço paramétrico definido por Θ e de dimensão finita. Assim, faz-se necessário assumir duas hipóteses adicionais: a primeira trata da normalidade e a segunda, por sua vez, considera a linearidade.

Hipótese 1 (Normalidade): Condicionalmente em Z_{t-1} , z_t é normalmente distribuída com média φ_t e matriz de covariância Ω constante, tal que:

$$z_t|Z_{t-1} \sim N(\varphi_t, \Omega) \quad (\text{II.6})$$

Hipótese 2 (Linearidade): A esperança condicional φ_t é uma função linear de Z_{t-1} . Portanto,

$$\varphi_t = \sum_{i=1}^t \pi(i)z_{t-1} \quad (\text{II.7})$$

onde $\{\pi(i)\}$ e Ω são funções do vetor de parâmetros desconhecidos $\theta \in \Theta$.

Usualmente, a teoria econômica sugere que exista um conjunto de $g \leq n$ relações comportamentais, de forma com que:

$$B\varphi_t + \sum_{i=1}^t C(i)z_{t-1} = 0 \quad (\text{II.8})$$

sendo que B e $\{C(i)\}$ são matrizes ($g \times n$) de maneira que sejam funções de θ e com posto $B = g$. A partir de (3.7) e (3.8), temos que, para todo $\theta \in \Theta$, assim:

$$B\pi(i) + C(i) \equiv 0 \quad (\text{II.9})$$

Merece consideração o fato de que apenas um grupo de parâmetros pertencentes a Θ é relevante para inferência, em verdade, somente um subconjunto desses parâmetros é necessário ou importante, mas todos devem estar na exposição teórica.

Definição 1 (Estatística Ancilar): uma estatística ancilar é aquela que não possui informação alguma relevante para inferência sobre um parâmetro.

Considerar $\Theta[\theta_1; \theta_2]$, então θ_1 denotaria o subconjunto de parâmetros de interesse, ao passo que θ_2 seria o subconjunto que traz os parâmetros de incômodo (*nuisance*) se, e somente se, θ_2 for uma estatística ancilar a θ_1 . Por último, se x' for ancilar para θ_1 (parâmetros de interesse) em um MRL (Modelo de Regressão Linear), então x' é dito *fracamente exógeno*⁷ para θ_1 .

II-3: Análise Univariada das Séries

Esta Seção busca descrever cada uma das séries utilizadas – em logaritmo natural –, como também iniciar a investigação sobre ordem de integração delas, ainda que de maneira pouco formal. A finalidade é o de robustecer os resultados, uma vez que, mesmo com um modelo gerador distinto em cada série, *a ordem de integração pode ser a mesma*⁸. Para isso, serão apresentados os gráficos das séries em nível e em primeira diferença. Todavia, os resultados dos testes de estacionariedade dar-se-ão no Capítulo 3.

O filósofo Walter Benjamin celebrizou a metáfora da história como um anjo que avança com o rosto virado para trás. Ou seja, o futuro será sempre condicionado pelo passado, eis a importância do sucedido. No Limite, a análise univariada de séries temporais é a apresentação de um modelo que busca descrever o comportamento de certa variável, por meio de seus valores defasados (seu passado).

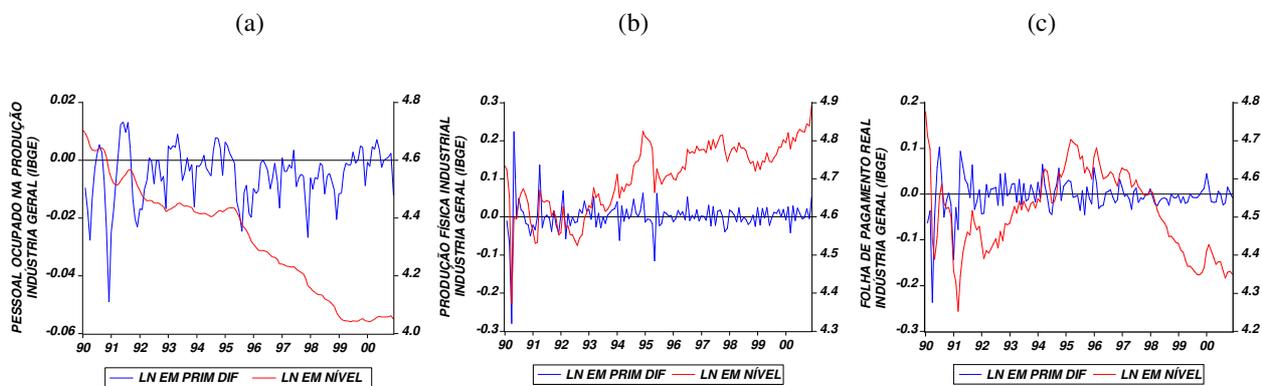
A Figura II.2, a seguir, permite a análise visual das séries relativas ao Pessoal Ocupado, Produção Física, bem como à Folha de Pagamento Real das 24 categorias industriais pesquisadas.

⁷ Sobre exogeneidade, ver (NAKANE, *op. cit.*), (MARÇAL, *op. cit.*) e ver também (JOHANSEN, *op. cit.*).

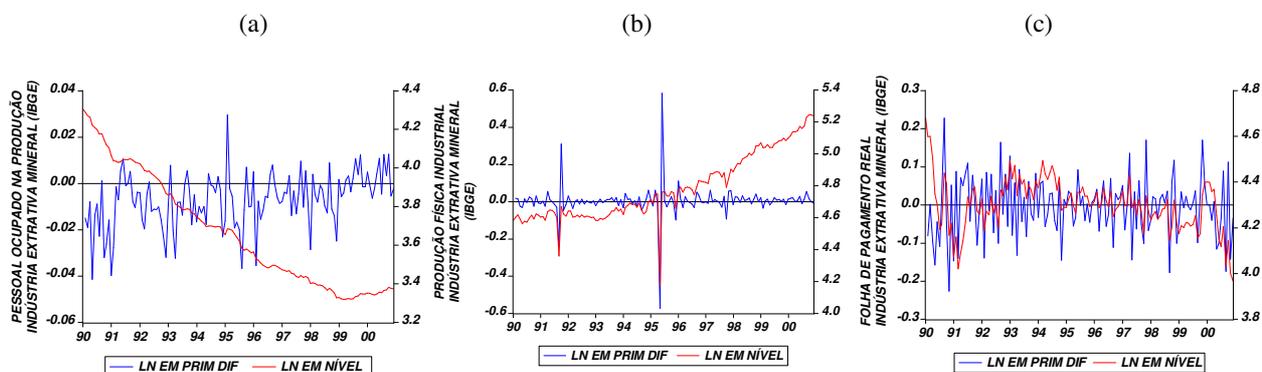
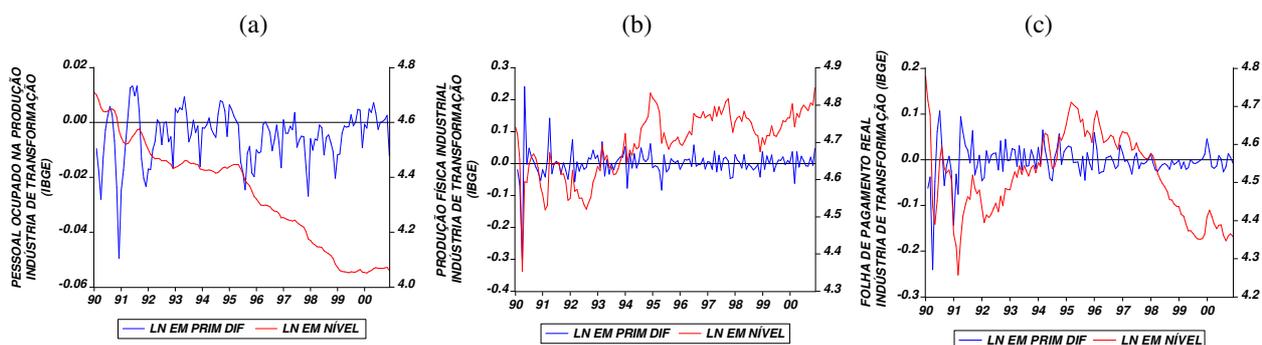
⁸ Este conceito terá, no capítulo seguinte, importância particular para o propósito desta dissertação e será pormenorizado.

Figura II.2 – Pessoal Ocupado (a) – Produção Física (b) – Folha de Pagamento Real (c)

1º - Indústria Geral

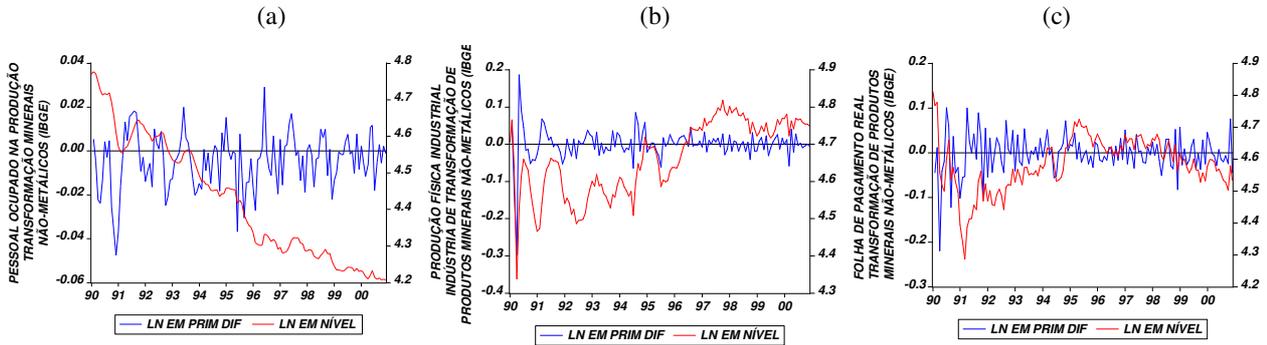


2º - Indústria Extrativa Mineral

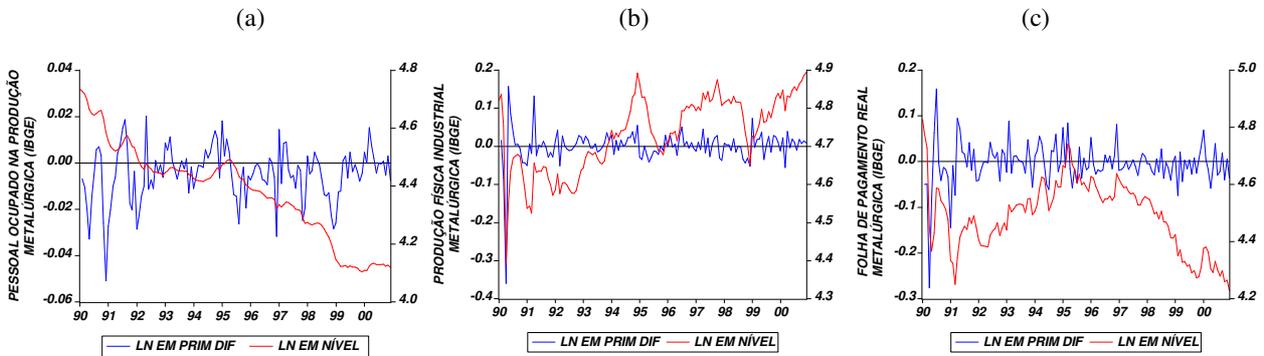
3º - Indústria de Transformação⁹

⁹ É o resultado da indústria geral, menos a construção civil, os serviços públicos e a indústria extrativa mineral.

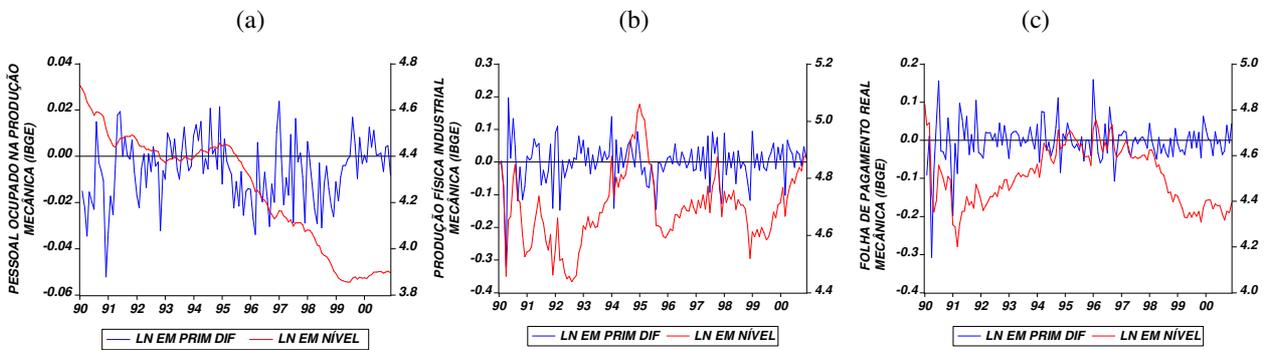
4º - Indústria de Transformação de Produtos Minerais Não-Metálicos



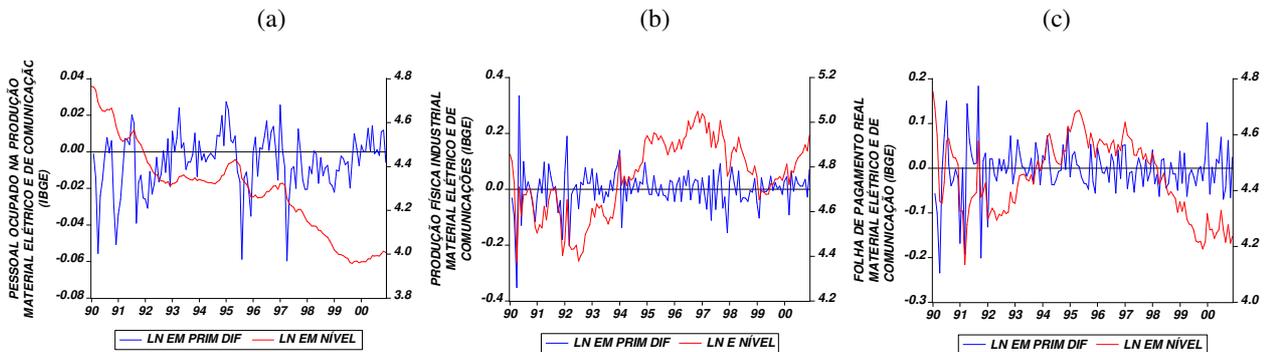
5º - Indústria Metalúrgica



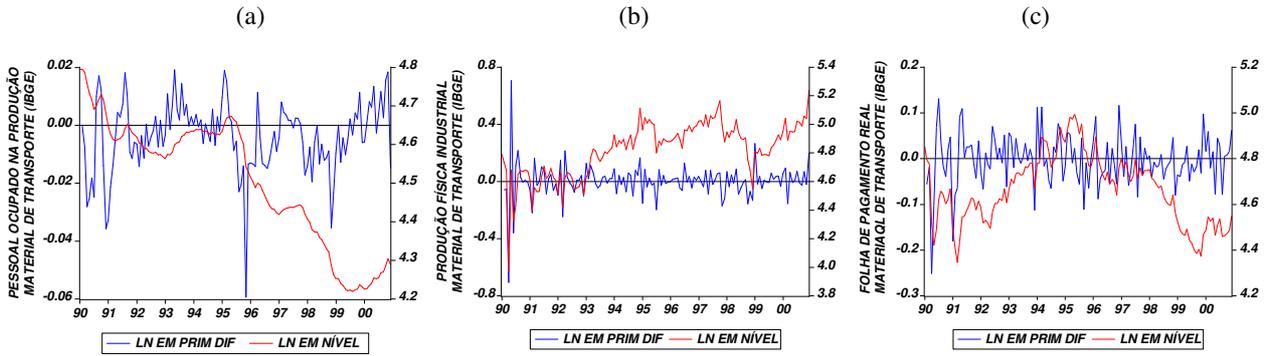
6º - Indústria Mecânica



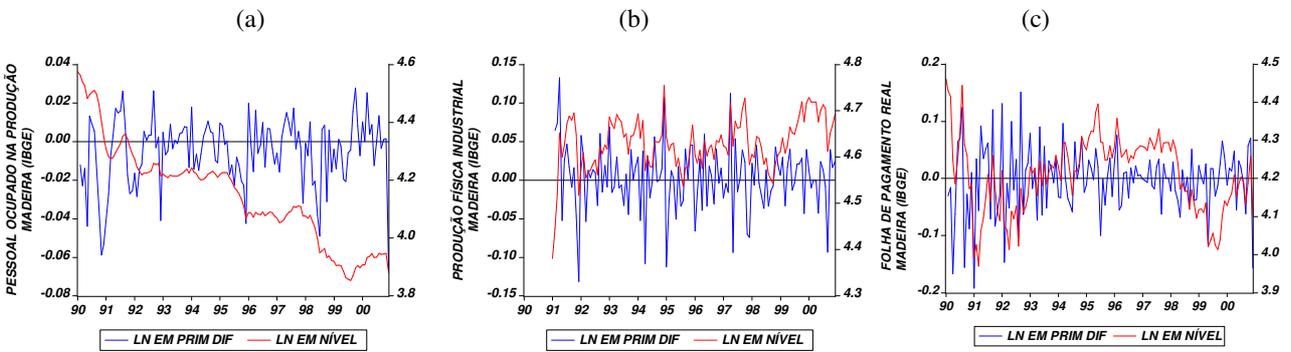
7º - Indústria de Material Elétrico e de Comunicação



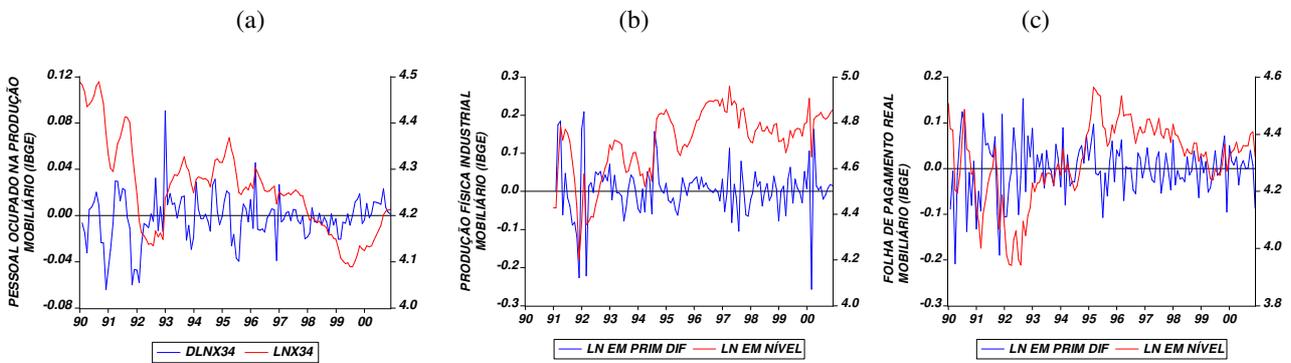
8º - Indústria de Material de Transporte



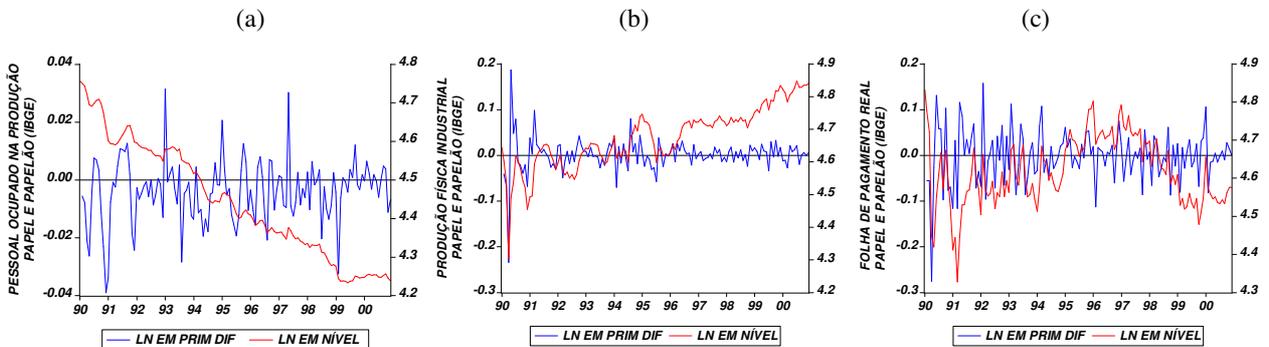
9º - Indústria de Madeira



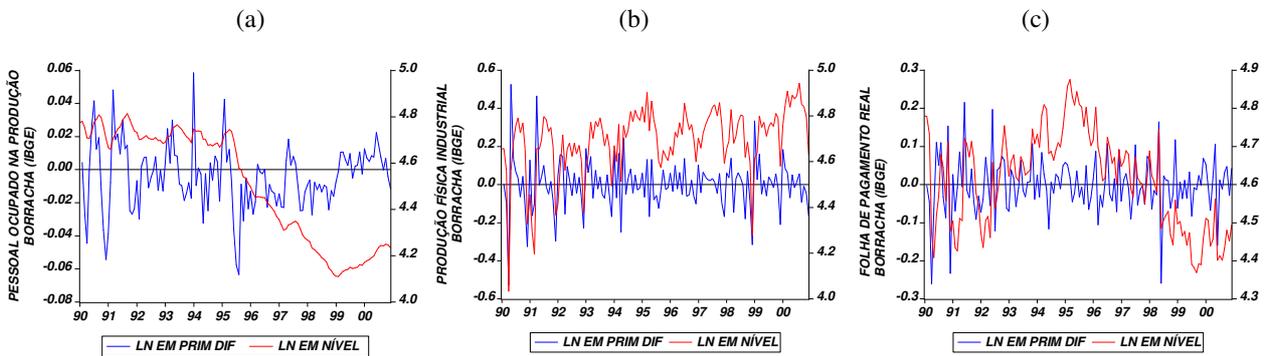
10º - Indústria de Mobiliário



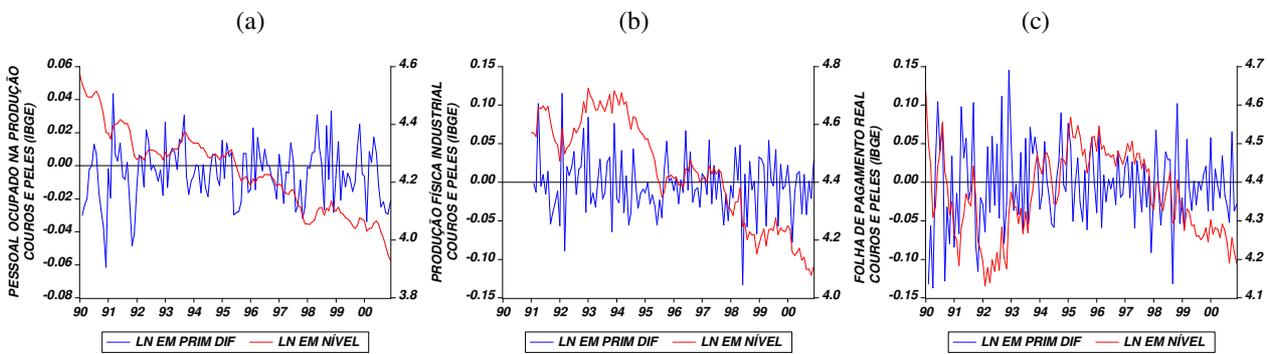
11º - Indústria de Papel e Papelão



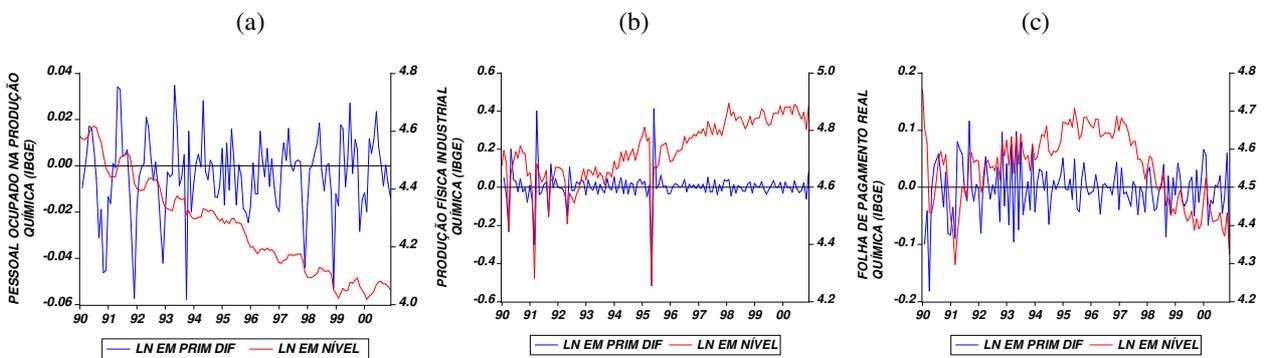
12º - Indústria de Borracha



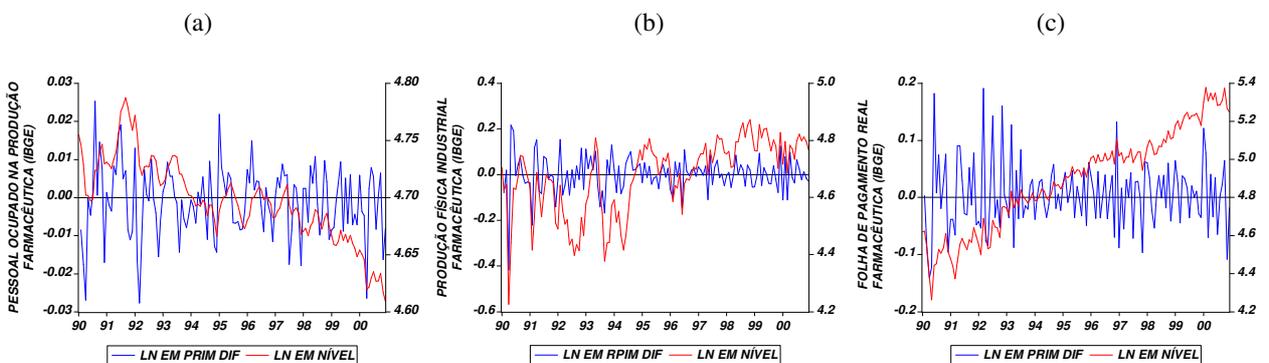
13º - Indústria de Couros e Peles



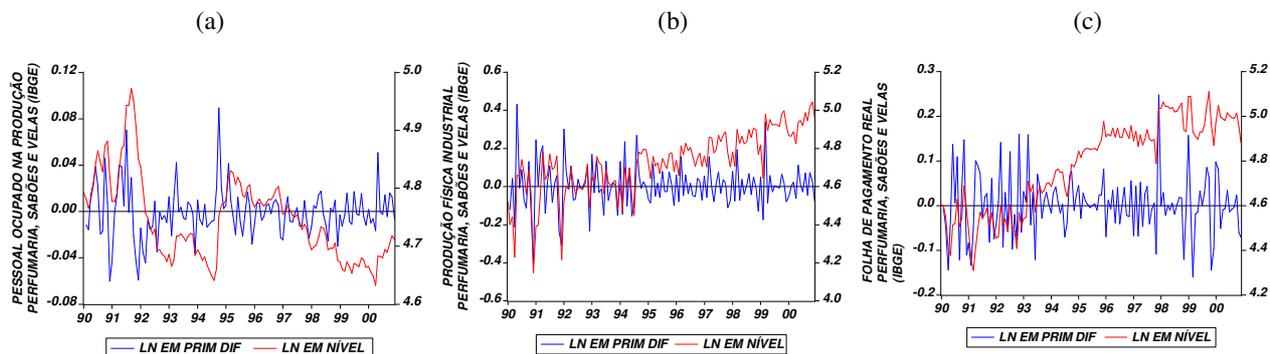
14º - Indústria Química



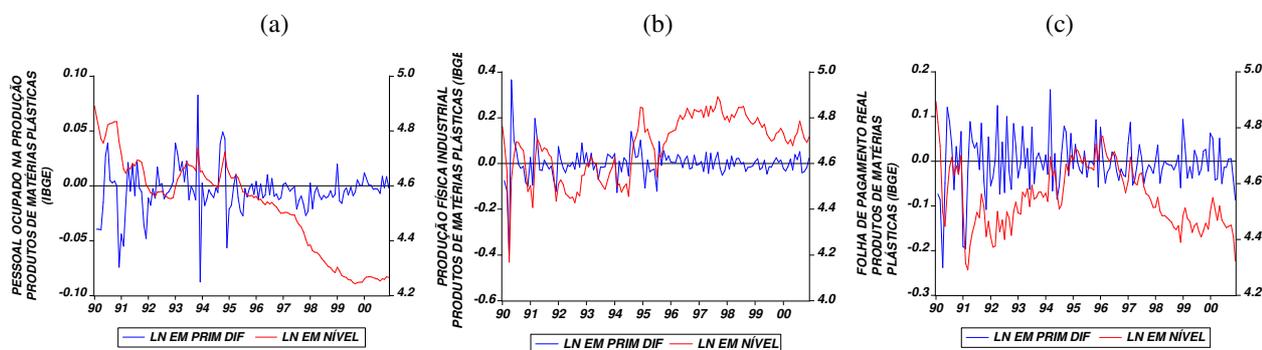
15º - Indústria Farmacêutica



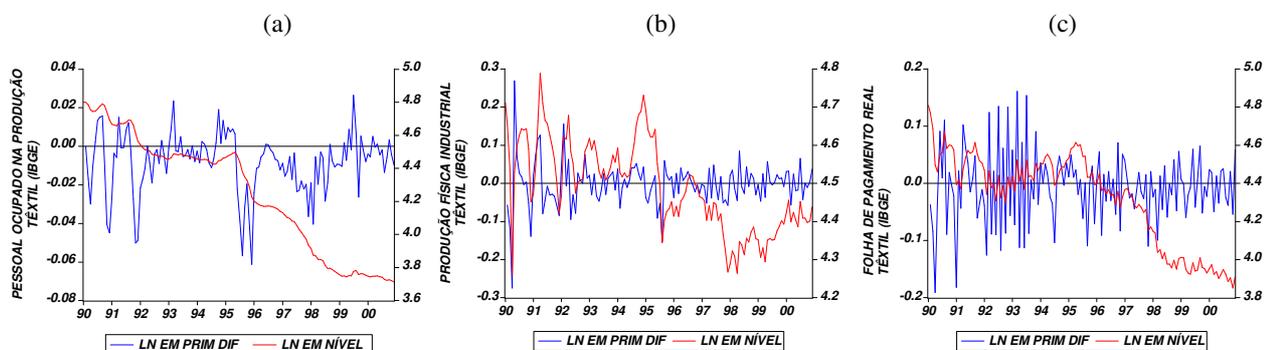
16° - Indústria de Perfumaria, Sabões e Velas



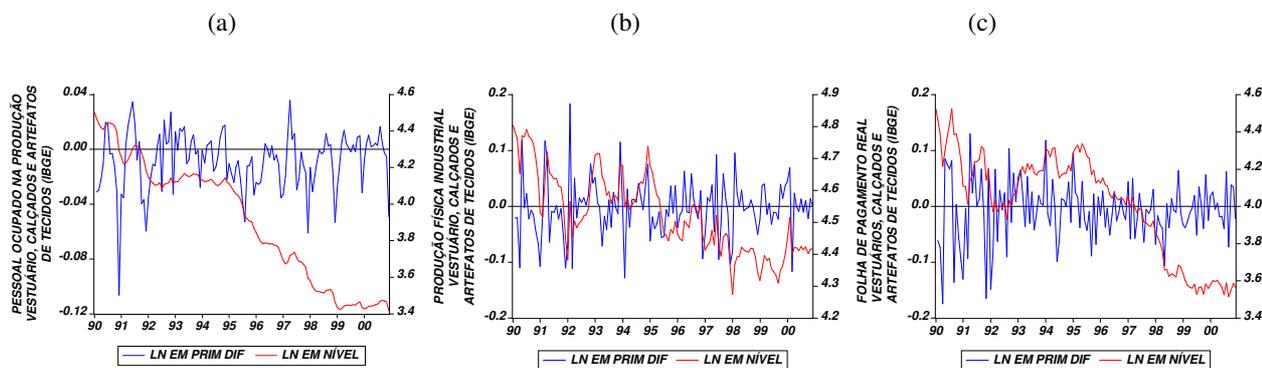
17° - Indústria de Produtos de Matérias Plásticas



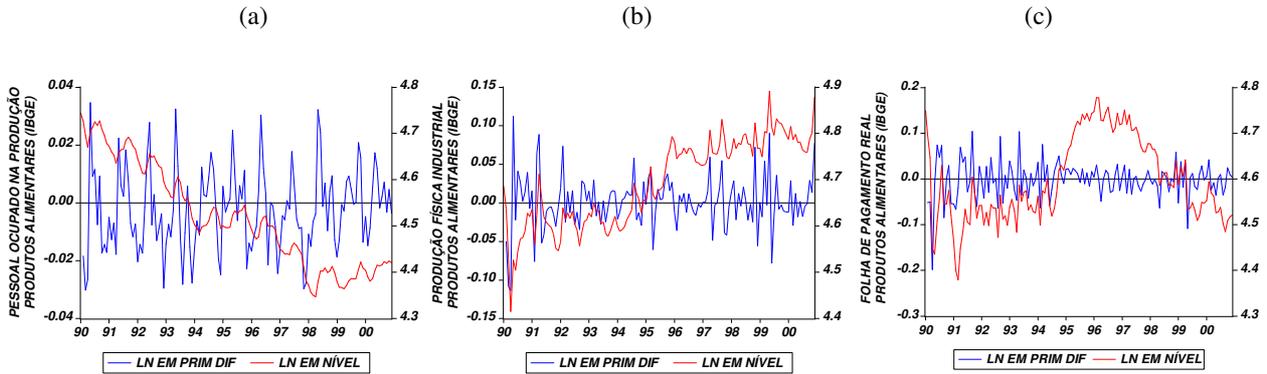
18° - Indústria Têxtil



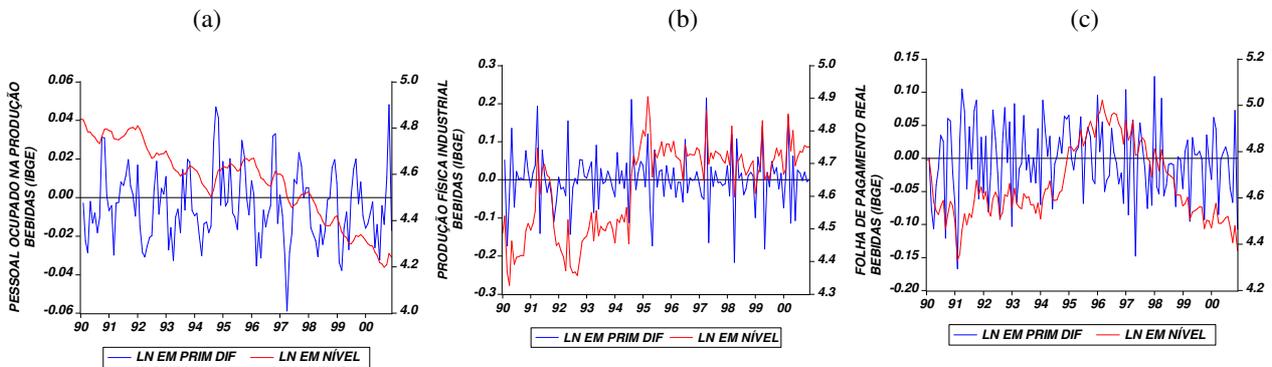
19° - Indústria de Vestuários, Calçados e Artefatos de Tecidos



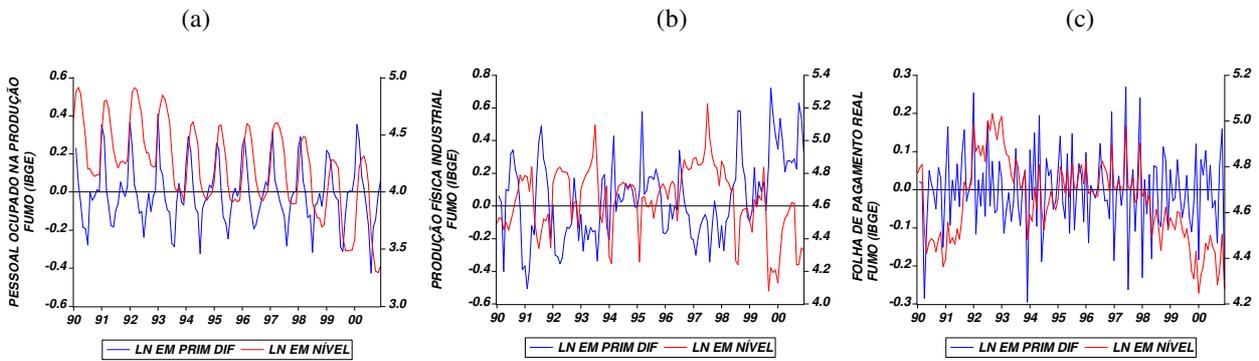
20° - Indústria de Produtos Alimentares



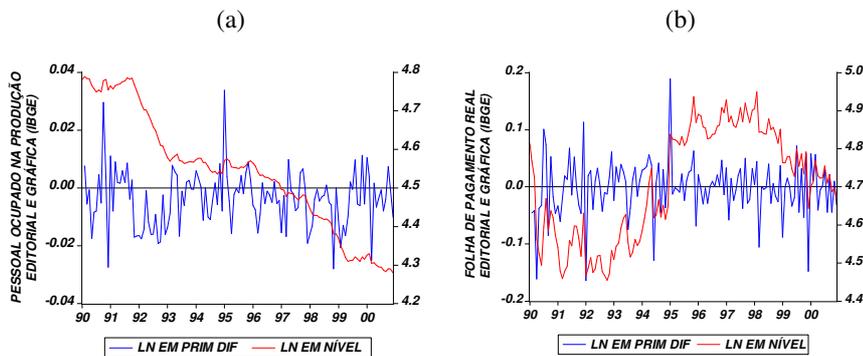
21° - Indústria de Bebidas



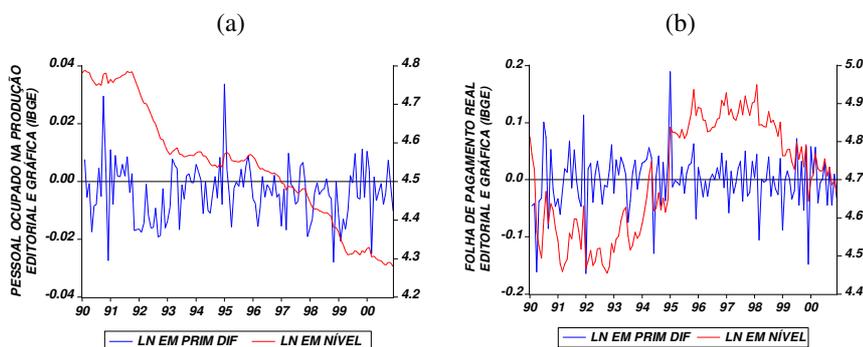
22° - Indústria de Fumo



23° - Indústria Editorial e Gráfica



24° - Indústrias Diversas



Os três primeiros gráficos da Figura II.2 são relativos à Indústria Geral. Em sua parte (a), destaca o Pessoal Ocupado na Produção. A série em nível é claramente não-estacionária, tem um componente decrescente e contínuo por todo o período. Outrossim, em sua primeira diferença, a despeito de um comportamento mais errático, não se pode assegurar a estacionariedade da série apenas por uma observação visual. Em sua parte (b) traz a Produção Física Industrial. O gráfico mostra que, em nível, seu comportamento é não-estacionário, adicionalmente, observa-se que em meados de 94 a série tem sua maior variação, coincidindo com os efeitos iniciais do Plano Real. Porém, em primeira diferença é nítido um padrão errático. Em sua parte (c), por seu turno, demonstra a Folha de Pagamento Real. Nesta série não há, em nível, uma tendência clara quanto ao tempo. Observa-se que os níveis do início da década de 90, portanto anteriores à abertura econômica mais intensa, não mais foram alcançados, mesmo no período relativo aos ganhos salariais provenientes do Plano Real entre 95 e 97. Por outro lado, ao analisar a série em primeira diferença nota-se um comportamento inerente às séries $I(1)$.

Indústria Extrativa Mineral está no segundo conjunto de gráficos. Em sua parte (a) destaca-se o Pessoal Ocupado na Produção. A série em nível tem uma tendência decrescente ao longo do tempo, mas em sua primeira diferença demonstra um comportamento mais errático – conduta típica de séries estacionárias – e um aumento da volatilidade da série entre 93 e 95. Em sua parte (b), que trata da

Produção Física, por sua vez, em primeira diferença é claramente estacionária. Porém, em nível isto não pode ser visualmente afirmado, existindo inclusive um ponto fora do padrão no início de 95. Adicionalmente, o gráfico (c) denota que a série em nível já apresenta um padrão errático, mas não suficiente para defini-la como estacionária. Não obstante, a série em primeira diferença é, por certo, estacionária. Este setor industrial teve mantida sua competitividade, pois apresenta elevada escala de produção, baixo valor agregado e é intensivo em recursos naturais.

A Indústria de Transformação tem suas variáveis descritas no terceiro conjunto de gráficos. Em sua parte (a) põe-se em relevo o Pessoal Ocupado na Produção. Novamente, a série em nível tem uma tendência linear decrescente ao longo do tempo. Porém, em sua primeira diferença, demonstra um comportamento que não permite assegurar visualmente sua estacionariedade. O gráfico (b), por seu turno, trata da Produção Física, contudo, em primeira diferença é claramente estacionária. Mas, em nível isto não se verifica, existindo maior volatilidade a partir de 94. Igualmente, o gráfico (c) denota que a série em nível é não-estacionária, demonstrando, inclusive uma provável melhora salarial originada pelo Plano Real, ao menos em seus primeiros anos de vigência. Sem embargo, a série em primeira diferença é estacionária. Neste macrosetor, que engloba complexos mais sofisticados, com maior dinamismo tecnológico, houve uma espécie de *especialização regressiva* do ponto de vista industrial no período pós-estabilização (COUTINHO *in* MERCADANTE, 1998).

A Indústria de Transformação de Minerais Não-Metálicos tem suas variáveis relatadas no quarto conjunto de gráficos. No gráfico (a) traça-se a evolução do Pessoal Ocupado na Produção. De maneira semelhante, a série em nível tem uma tendência decrescente ao longo do tempo, mas em sua primeira diferença remete a uma série $I(1)$. A parte (b) do conjunto trata da Produção Física, sendo que esta, em primeira diferença, é notadamente estacionária. Entretanto, em nível apresenta uma

tendência crescente ao longo do tempo, sobretudo acentuada a partir de 92. Quanto à parte (c), que trata da Folha de pagamento real do setor, esta demonstra que a série em nível, também desta vez, já apresenta um padrão errático, mas insuficiente para defini-la como estacionária. Entretanto, a série em primeira diferença é, em verdade, estacionária.

A Indústria Metalúrgica tem suas variáveis investigadas no quinto conjunto de gráficos. O gráfico (a) denota o Pessoal Ocupado na Produção. De maneira idêntica, a série em nível tem uma tendência decrescente ao longo do tempo e em primeira diferença traz um comportamento mais errático. Mas, ainda assim com alguma volatilidade. O gráfico (b) que trata da Produção Física e, em primeira diferença, é declaradamente estacionária. Porém, em nível apresenta-se bastante volátil e não-estacionária. Existindo, inclusive, um grande salto em resposta ao início do Plano Real. No tocante à parte (c), cuja análise é sobre a Folha de Pagamento Real, ela mostra, como em outros setores, que o Plano trouxe algum aumento nos salários, eliminado a partir de 97, em um exame da série em nível. Não obstante, em sua primeira diferença a série é estacionária. Como especificidade, este segmento teve um grande impulso com a estabilização, por meio da expansão do crédito ao consumidor, pois no período 93/96: as vendas domésticas “explodiram”. Por exemplo, refrigeradores e automóveis aumentaram suas vendas em 147,06% e 41,98%, respectivamente (COUTINHO, *op. cit.*).

O sexto conjunto de gráficos descreve as variáveis relativas à Indústria Mecânica. A porção (a) enfatiza o Pessoal Ocupado na Produção. Mais uma vez, a série em nível tem uma tendência decrescente ao longo do tempo. *Vale dizer: mais desemprego no setor ao passar dos anos.* E, em primeira diferença, ainda assim apresenta alguma volatilidade. Todavia, mais errático. O gráfico (b) descreve a Produção Física e em primeira diferença e é, como tem sido, claramente estacionária. Contudo, em nível apresenta-se bastante volátil e não-estacionária.

Existindo, desta vez, uma resposta interessante ao processo de abertura econômica. Em sua parte (c), a qual analisa a Folha de pagamento real, o gráfico mostra, novamente, que o Plano Real trouxe algum aumento nos salários, eliminado a partir do início de 98, verificado na série em nível. Outrossim, a série é $I(1)$. Neste ramo da indústria ocorreu, no período pós-Real, uma perda de espaço da oferta doméstica pela ocupação de produtos importados. Com efeito, parcela significativa das máquinas e equipamentos foi suprida via importações.

A sétima indústria analisada é a de Material Elétrico e de Comunicação. O Gráfico (a) trata do Pessoal Ocupado na Produção, em nível tem uma tendência decrescente ao longo do tempo. Em primeira diferença, por outro lado, apresenta-se mais errática, mas nota-se também a presença de algum componente sazonal.

Ademais, a parte (b) do conjunto, que da Produção Física, em primeira diferença é estacionária, visualmente. Porém, em nível apresenta-se bastante volátil e não-estacionária, o salto ocorrido em 96 deveu-se, especialmente, à área de telefonia. Denota-se, além do mais, um aumento na produção decorrente do Plano Real. Já em sua parte (c), que analisa a Folha de Pagamento Real, o gráfico exhibe, novamente, que o Plano Real trouxe algum aumento na despesa com a folha, reduzido, neste setor, desde 97. Igualmente, a série é $I(1)$. Segundo, (CHAHAD *et. all. op. cit.*, p. 133): alguns setores como, por exemplo, Material Elétrico e Têxtil, foram fortemente afetados pelo processo de abertura, o que poderia explicar a sensibilidade do emprego diante das variações na produção.

No que tange à Indústria de Material de Transporte, o conjunto de gráficos demonstra, em sua parte (a), o comportamento da variável Pessoal Ocupado na Produção. Em nível tem uma tendência decrescente ao longo do tempo, com uma aparente reversão de tendência a partir de meados de 99. Em primeira diferença, por outro lado, apresenta-se mais errática, mas não é possível assegurar sua estacionariedade com o exame apegas do gráfico. A parte (b) do conjunto exprime a

evolução da Produção Física que é, primeira diferença, estacionária. No entanto, em nível apresenta-se volátil e aparentemente ao redor de uma tendência. Vê-se, aliás, um aumento na produção proveniente de esquemas especiais de proteção. Já em sua parte (c) que analisa a Folha de Pagamento Real lembra, outra vez, que o Plano Real ocasionou, segundo a observação visual, algum aumento na despesa com a folha, cujo cerne fora 95. Outra vez, a série é $I(1)$.

A Indústria de Madeira é analisada no nono conjunto de gráficos. Em sua parte (a) está o desempenho da série relativa ao Pessoal Ocupado na Produção. Como vem sendo notada, a variável, em nível, tem uma tendência determinista ao longo do tempo e em primeira diferença sublinha um comportamento mais errático. Mas, com alguma volatilidade. o gráfico (b) trata da Produção Física e esta, em primeira diferença, é nitidamente estacionária. Todavia, em nível apresenta-se volátil e não-estacionária. No tocante à parte (c), cuja análise é sobre a Folha de Pagamento Real, há evidências, como em outros setores, de que o Plano Real tenha proporcionado aumento efetivo nos salários, eliminado a partir de 98, em um exame da série em nível. Não obstante, em sua primeira diferença a série é estacionária. Este segmento é exceção, pois não apresentou deterioração na balança comercial no período 93/96, onde outros 19 setores industriais perderam participação na geração de saldo comercial.

O décimo conjunto de gráficos destaca a Indústria de Mobiliário. Em sua parte (a), o gráfico salienta o Pessoal Ocupado na Produção. De maneira semelhante, a série em nível tem uma tendência decrescente ao longo do tempo, aparentemente revertendo sua tendência depois de meados de 99. Mas, em sua primeira diferença, alude uma série $I(1)$. Na parte (b) trata-se da produção física. Em primeira diferença é estacionária. Mas, em nível, apresenta um comportamento volátil, com um grande salto ao final de 94. Quanto à parcela (c), esta relata a Folha de Pagamento Real do setor. A série, em nível, oscila muito no período analisado, em especial, os menores

valores estão entre 92 e 93 talvez reflexo do baixo dinamismo do setor. Contudo, a série em primeira diferença é, a princípio, estacionária.

A Indústria de Papel e Papelão tem suas variáveis descritas no décimo primeiro conjunto de gráficos. O gráfico (a) destaca o Pessoal Ocupado na Produção. Como aparente padrão, a série em nível tem uma tendência decrescente ao longo do tempo, mas em sua primeira diferença remete a uma série $I(1)$. Em sua parte (b) que trata da Produção Física, em primeira diferença é notadamente estacionária. Entretanto, em nível apresenta uma tendência crescente ao longo do tempo, sobretudo acentuada a partir de 94. Já no item (c), que trata da Folha de Pagamento Real do segmento, o gráfico expõe que a série em nível, desta vez, já apresenta um padrão errático, mas não suficiente para defini-la como estacionária. Entretanto, a série em primeira diferença é, por certo, estacionária. Este setor foi fortemente modificado pelo processo de fusões e aquisições, recrudescido pela fragilidade financeira e/ou redefinição da área de atuação de algumas empresas.

A Indústria de Borracha consta do décimo segundo conjunto. No gráfico (a) a série averiguada é o Pessoal Ocupado na Produção. Novamente, a série em nível tem uma tendência decrescente ao longo do tempo, mas em sua primeira diferença é mais errática. Em sua parte (b) que trata da Produção Física, esta é, em primeira diferença, estacionária. Entretanto, em nível apresenta-se sem tendência ao longo do tempo. Quanto item (c), que trata da Folha de Pagamento Real do agregado industrial, o gráfico mostra que a série em nível é bastante volátil, mas sugere que os salários tenham sido maiores entre 94 e 97, sendo reduzidos logo após. Porém, a série em primeira diferença é, também, estacionária. Parcela crescente da demanda deste setor foi suprida por meio da importação de produtos. Vale destacar que o saldo comercial que em 93 era de US\$ 174 milhões, passou a ser um déficit de US\$ 111 milhões em 96 (COUTINHO, *op. cit.*).

A Indústria de Couros e Peles consta do décimo terceiro conjunto de

gráficos. Em seu item (a) destaca que a série em nível tem uma tendência decrescente ao longo do tempo, mas em sua primeira diferença é mais errática. Em sua parte (b) que trata da produção física, em primeira diferença é estacionária. Entretanto, em nível apresenta-se com tendência decrescente ao longo do tempo, ampliada a partir de 94. Quanto item (c) o gráfico exhibe que a série em nível é bastante volátil, mas indica que os salários tenham sido maiores entre 93 e 97, sendo reduzidos logo após. Não obstante, a série em primeira diferença é, também, estacionária. Mesmo em indústrias tradicionais em bens não-duráveis de consumo a deficiência competitiva ficou evidente com a sobrevalorização cambial.

A indústria Química, por seu turno, cuja análise está no décimo quarto conjunto de gráficos, tem, em seu item (a), o desempenho do Pessoal Ocupado na Produção. A série em nível tem uma tendência decrescente ao longo do tempo, mas em sua primeira diferença é estacionária. Em sua parte (b) – Produção Física – em primeira diferença é estacionária. Entretanto, em nível traz um comportamento irregular, com queda abrupta em meados de 95. Quanto item (c) – Folha de Pagamento Real – o gráfico manifesta que a série em nível é bastante volátil, mas sugere que folha tenha sido maior entre 94 e 97, sendo reduzida logo após. Porém, a série em primeira diferença é, igualmente, estacionária. A Indústria Química, foco de fusões e aquisições, variou seu saldo na balança comercial em US\$ -2.124 milhões no período 93/96, evidenciando a fragilidade comercial do setor, cuja demanda foi suprida pelo exterior.

A Indústria Farmacêutica, por sua vez, em seu gráfico (a) – Pessoal Ocupado na Produção – mostra que a série em nível tem uma tendência decrescente ao longo do tempo. Mas, em sua primeira diferença, é estacionária. Na parte (b) que analisada a variável Pessoal Ocupado na Produção, mostra que, em primeira diferença, esta é estacionária. Entretanto, em nível traz um comportamento irregular, cujos resultados foram melhores a partir de 97. No item (c), o gráfico indica que a

série – Folha de Pagamento Real – em nível tem uma tendência crescente ao longo do tempo, diferentemente de todos os outros setores analisados até aqui. Porém, a série em primeira diferença é, do mesmo modo, estacionária. O saldo comercial deste setor variou negativamente em US\$ 530 milhões entre 93 e 96, evidenciando o “viés antiprodução no país (e pró-importação) da política econômica decorrente do programa de estabilização (COUTINHO, *op. cit.*, p. 229).”

O décimo sexto conjunto de gráficos contempla a Indústria Perfumaria, Sabões e Velas. O gráfico (a) mostra que a série – Pessoal Ocupado na Produção – em nível não tem um comportamento definido até 95, entretanto a partir de então há uma tendência decrescente ao longo do tempo. Outrossim, em primeira diferença é estacionária. Em sua parte (b) – Produção Física – quanto a primeira diferença é estacionária, mas, em nível há a partir de 95, do mesmo modo, uma nítida elevação da produção. *Vale dizer: mais produção com menos mão-de-obra.* No item (c), por seu turno, o gráfico sugere que a série – Folha de Pagamento Real, em nível, é bastante volátil, no entanto aponta que folha tenha sido maior desde o início de 1994, mantendo essa performance. Não obstante, a série, em primeira diferença, é, novamente, estacionária. Comparativamente, em 93 o saldo era de US\$ 37 milhões e em 96 passou a ser um déficit de US\$ 54 milhões (reversão de 295%). A indústria nacional foi colocada em condições desiguais de competição, para (COUTINHO, *op. cit.*).

A Indústria de Produtos de Matérias Plásticas é o destaque do décimo sétimo conjunto de gráficos. O gráfico (a) exhibe que a série – Pessoal Ocupado na Produção –, em nível, tem uma tendência decrescente ao longo do tempo, mas em sua primeira diferença é, por outro lado, estacionária. Em sua parte (b) – cuja série observada é a Produção Física – em primeira diferença é estacionária. Entretanto, em nível traz um comportamento aleatório, com queda abrupta em meados de 95 e recuperação após 96. Quanto item (c) o gráfico mostra que a variável – Folha de

Pagamento Real – em nível é bastante volátil, mas sugere que folha tenha sido maior entre 95 e 97, voltando aos padrões anteriores logo após. No entanto, a série em primeira diferença é, novamente, estacionária. O período 93/96 foi marcado pela substituição da produção nacional por importações, ainda que a escala do mercado interno permitisse produção eficiente. Resultado: o saldo comercial que era de US\$ 53 milhões passou para (-US\$ 956 milhões), variação de pouco mais de (-US\$ 1 bilhão).

No que tange à Indústria Têxtil, a análise visual das séries consta do décimo oitavo conjunto de gráficos. O seu item (a) – Pessoal Ocupado na Produção – manifesta que a série em nível tem uma tendência decrescente ao longo do tempo, mas em sua primeira diferença o comportamento é mais errático. Na parte (b) – Produção Física – em primeira diferença é, como noutros setores, estacionária. Mas, em nível traz um comportamento irregular, com queda abrupta em meados de 95. Quanto item (c), cuja variável é a Folha de Pagamento Real, o gráfico expõe que a série em nível, a partir de 95 tem uma tendência decrescente ao longo do tempo. Porém, a série em primeira diferença é estacionária. Embora não seja possível atribuir exclusivamente à apreciação cambial a responsabilidade pela baixa competitividade estrutural de indústrias tradicionais, como a Têxtil, indubitavelmente ela não contribui para supera-la (COUTINHO, *op. cit.*).

A Indústria de Vestuários, Calçados e Artefatos de Tecidos é exposta no décimo nono conjunto de gráficos. Em sua parte (a) – que trata da variável Pessoal Ocupado na Produção – o gráfico mostra que a série em nível tem uma tendência decrescente ao longo do tempo, mas em sua primeira diferença seu comportamento é mais errático, não servindo para assegurar estacionariedade. Na seção (b) – Produção Física – está é, em primeira diferença, estacionária. Entretanto, em nível é irregular, com queda abrupta em meados de 94. Quanto item (c) o gráfico indica que a série em nível tem uma tendência decrescente, porém menos acentuada do que a

de pessoal ocupado. Porém, a série em primeira diferença é, também, estacionária. Grande parcela da demanda por bens oriundos deste setor, após 94, foi suprida via importações.

O vigésimo conjunto de gráficos relata as variáveis: Pessoal Ocupado na Produção, Produção Física e Folha de Pagamento Reais, da Indústria de Produtos Alimentares, respectivamente. O item (a) mostra que a série em nível tem uma evolução de certo modo suave, se comparada com a série em sua primeira diferença, que é estacionária. Em sua parte (b) em primeira diferença é estacionária. Entretanto, em nível traz um comportamento irregular e ascendente. Quanto item (c) o gráfico demonstra que a série em nível é bastante volátil, mas sugere que folha tenha sido maior entre 95 e 98, sendo reduzidos logo após. Porém, a série em primeira diferença é, novamente, estacionária.

Em realidade, com o forte efeito redistributivo, – ganho real médio de 25% no rendimento real da base da pirâmide social – proveniente da estabilização, saltou o consumo da maior parte de produtos da cesta básica, muito provavelmente o grande responsável pelo aumento da produção deste segmento.

O vigésimo primeiro conjunto de gráficos explica as variáveis da Indústria de Bebidas. O gráfico (a) mostra que a série – Pessoal Ocupado – em nível parece haver uma tendência linear, mas em sua primeira diferença é estacionária, assim como na parte (b) – Produção Física. Porém, em nível traz um comportamento irregular, com um aparente novo padrão após 95. Quanto item (c) – Folha de Pagamento Real, o gráfico apresenta a série, bastante volátil, em nível. Concomitantemente, indica que folha tenha sido maior entre 95 e 98. Porém, a série em primeira diferença é, do mesmo modo, estacionária. Este setor, em especial, foi foco de Investimentos Diretos Estrangeiros – fusões e aquisições –, pois cerca de 6,5% do IDE, cujo total foi de US\$ 14,8 bilhões entre 94/98, tiveram como destino os segmentos de alimentos e bebidas.

A Indústria de Fumo consta do vigésimo segundo conjunto de gráficos. Em seu item (a) – Pessoal Ocupado na Produção – o gráfico mostra que a série em nível tem uma tendência decrescente ao longo do tempo, mas um comportamento altamente sazonal. Em sua primeira diferença, por outro lado, é estacionária. A parcela (b) do gráfico – Produção Física –, em primeira diferença, visualmente é não-estacionária. Porém, em nível traz uma conduta deveras irregular. O gráfico (c) aponta que a série – Folha de Pagamento – em nível é bastante volátil, mas sugere que folha tenha sido maior nos dois primeiros anos da década de 90. Contudo, a série em primeira diferença é, outra vez, estacionária. Comparativamente, este segmento industrial ampliou substancialmente seu saldo entre 93/96, evoluindo em US\$ 274 milhões. Exceção, conseguida somente por outros dois setores: Madeira, bem como o de Couros e Peles (semi-extrativos).

A indústria Editorial e Gráfica tem suas variáveis expostas no vigésimo terceiro conjunto de gráficos. O gráfico (a) mostra que a série – Pessoal Ocupado na Produção – em nível tem uma tendência decrescente suave ao longo do tempo, mas em sua primeira diferença é estacionária. A série Folha de Pagamento Real, item (b), em primeira diferença é estacionária. Entretanto, em nível traz um comportamento irregular, com mudança de patamar a partir de final de 94. Uma explicação oferecida por (NÉRI; CAMARGO; REIS, *op. cit.*) parece bastante razoável para este fenômeno. Segundo os autores: incapaz de aumentar seus preços, dada a concorrência internacional, a indústria não pode conter a pressão dos trabalhadores por reajustes salariais. Outrossim, a despeito de não haver informação quanto à produção física, para este setor, sabe-se que a variação do saldo comercial entre 93/96 foi de (- US\$ 339 milhões).

O último conjunto de gráficos traz as variáveis: Pessoal Ocupado na Produção e Folha de Pagamento Real, respectivamente, da Indústria Editorial e Gráfica. A representação (a) demonstra que a série em nível, outra vez, tem uma

tendência linear suave e decrescente ao longo do tempo. Mas, em sua primeira diferença, é estacionária. Analogamente, em sua parte (b) em primeira diferença é estacionária. Entretanto, em nível traz um comportamento irregular com seu pico no final de 94. Em termos quantitativos, neste segmento, a variação do saldo comercial foi de (-US\$ 1.373 milhões), entre 94 e 98.

A rápida ampliação da exposição da indústria nacional à concorrência estrangeira foi um importante instrumento para que o plano de estabilização, mais importante da história recente, pudesse conter a inflação. Com base nisso, pode-se supor que a estrutura produtiva tenha sofrido transformações importantes. Não obstante, as variáveis investigadas graficamente, nesta dissertação, refletem os resultados desta importante fase da dinâmica industrial recente.

Resumindo: o número de pessoas ocupadas na produção industrial, genericamente, foi sendo reduzido no decorrer do período pesquisado. A produção física sofreu forte influência da nova configuração dos *macropreços* – taxa de juros, diferencial de juros, taxa de câmbio, relação câmbio salários – e da rapidez das decisões empresariais aos programas de estabilização econômica, sobretudo ao Real. Parte destas evidências estão refletidas nas modificações verificadas nos coeficientes de importação e exportação, especialmente em complexos industriais mais sofisticados e com elevado grau de agregação de valor.

Conseqüência: grande volatilidade das séries investigadas. Sobretudo, por conta da abertura tarifária iniciada em 90, e intensificada a partir do segundo semestre de 93. No tocante aos custos com Folha de pagamento real, como comportamento geral, nota-se que os primeiros anos posteriores ao Plano Real incrementaram esses gastos¹⁰. Vale salientar, os trabalhadores dos setores analisados tiveram acréscimos salariais que a partir do final de 97 foram sendo eliminados,

¹⁰ (NÉRI; CAMARGO; REIS, *op. cit.*, p. 15), afirmam: “Entre meados de 1994 e o final de 1997, o custo real do trabalho na indústria cresceu 30 pontos de porcentagem.”

voltando aos níveis pré-Real – o que pode ser visto pelo comportamento triangular deste variável nos gráficos –, todavia com uma redução substancial nos postos de trabalho, marcando uma espécie de efeito colateral da política de estabilização. Referendando, grosso modo, a curva de Phillips.

Finalmente, cabe salientar que o exame visual das séries univariadas, a despeito de ser uma importante ferramenta de diagnóstico, não é suficientemente vigoroso. Dito isso, a Seção seguinte faz-se bastante apropriada, pois nela, dar-se-á a análise formal dos testes de estacionariedade.

II-4: Testes de Estacionariedade

De maneira geral, as séries econômicas são não-estacionárias. Dessa forma, quando se regride um grupo de séries temporais e não há a preocupação de examinar cuidadosamente se as variáveis em estudo são ou não estacionárias, pode-se incorrer em resultados sem nenhum sentido econômico, mesmo que os números apresentados sejam considerados superficialmente bons; todavia, por isso mesmo, duvidosos. Tem-se, portanto, o problema da regressão espúria.

Comumente, a regressão espúria é caracterizada por: alto R^2 , maior do que a estatística DW , os resíduos exibem um elevado grau de autocorrelação e estatística t é aparentemente significativa. Isto ocorre, pois o resultado da regressão por mínimos quadrados ordinários, neste caso, não é consistente¹¹.

Exemplos ilustrativos das implicações da regressão espúria são dados por (ENDERS, *op. cit.*) e (CAMPBELL; PERRON, 1991). Vale sublinhar, em todos estes trabalhos a pesquisa de (GRANGER; NEWBOLD, 1974) é referendada. Neste sentido, (GUJARATI, 2000, p. 740), também fazendo menção ao trabalho de 74, sugere: “um $R^2 > DW$ é uma boa regra prática para suspeitar que a regressão

¹¹ Sobre autocorrelação e correção de seus resíduos ver (MIZON, 1995, p. 267-88).

estimada sofre de regressão espúria”.

Em resumo, a regressão espúria em séries econômicas é trivial porque, conforme observadas anteriormente, algumas das características em variáveis econômicas são as de que elas apresentam, além de uma tendência clara positiva ou negativa em relação ao tempo, alta correlação entre si. Nota-se que o pesquisador deve, antes de tudo, averiguar se as séries em análise são ou não estacionárias, para evitar os problemas acima descritos.

Os econométristas devem, atenciosamente, examinar quatro possíveis casos, ao trabalhar com séries de tempo, segundo (ENDERS, *op. cit.*):

Caso 1: Ambas as séries $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ são estacionárias. Assim, quando tanto uma quanto outra série forem estacionárias, o modelo de regressão linear clássico é apropriado;

Caso 2: $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ são integradas de diferentes ordens. Regredi-las não faz sentido econômico;

Caso 4: As séries $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$, não-estacionárias, são integradas de mesma ordem e o resíduo contém uma tendência estocástica. Neste caso a regressão é espúria, os resultados não têm significado e todos os erros são permanentes. Aqui, ainda segundo o autor, *é freqüentemente recomendado que a equação de regressão seja estimada pela primeira diferença;*

Caso 4: as séries $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ são não-estacionárias, integradas de mesma ordem e o resíduo é estacionário. Nestas circunstâncias, $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ são co-integradas. Formalmente tem-se que $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ possuem raízes unitárias, porém $y_t - z_t = \varepsilon_{yt} - \varepsilon_{zt}$ é estacionário.

Portanto, a investigação sobre a presença de raiz unitária em variáveis econômicas tem implicações importantes. Se uma variável estrutural, por exemplo, o produto real, é, em verdade, $I(1)$, então choques terão efeitos permanentes e não efêmeros. Como corolário, o argumento de que mudanças na política monetária

poderão ter efeitos transitórios no produto real desaparece. Contudo, a literatura não está livre dos cétricos, pois, embora os testes usuais possam rejeitar a hipótese de que $\gamma=1$ (exista raiz unitária), podem, ao mesmo tempo, não rejeita-la aos valores de $\gamma \geq 0.95$, assim o assunto todo fica discutível (GREENE, *op. cit.*).

Destacado, assim, o mérito da análise de estacionariedade ou, em outras palavras, da ausência de raiz unitária, em séries de tempo, faz-se premente descrever suas formas de averiguação.

II-4.1: Teste de Estacionariedade: Correlograma

Segundo a literatura de séries de tempo, existem alguns testes para averiguar se um processo estocástico é estacionário. A rigor, um processo estocástico é estacionário se, e somente se, suas médias e variância permanecerem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre os dois intervalos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada (GUJARATI, *op. cit.*). Formalmente, a média, a variância e a covariância são dadas por:

$$E(Y_t) = \mu \quad (\text{II.10})$$

$$\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (\text{II.11})$$

$$\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (\text{II.12})$$

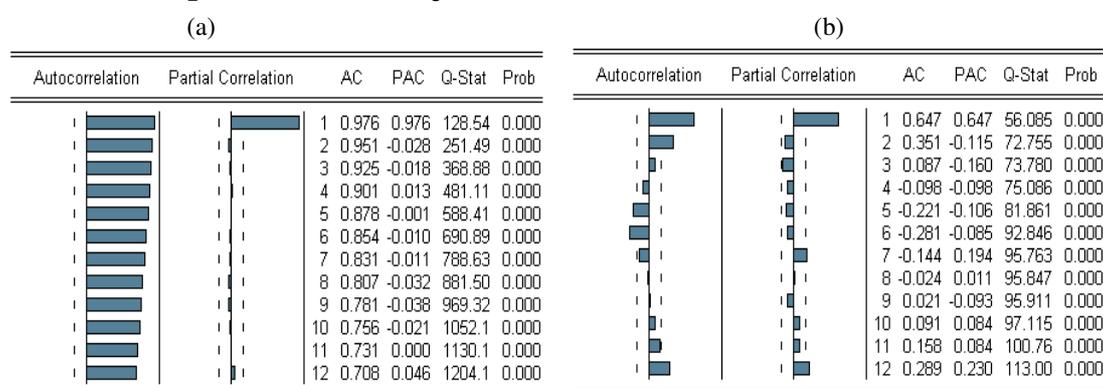
Feitas essas observações, cabe notar que: ao afirmar-se que uma série temporal é estacionária quer-se dizer, em outras palavras, que ela não apresenta raiz unitária. Portanto, um teste alternativo para detectar estacionariedade é o de raiz unitária (assunto das duas próximas Seções).

O teste de estacionariedade fundamentado no correlograma baseia-se, sobretudo, na chamada função de autocorrelação (FAC). A FAC na defasagem k , dada por ρ_k , é definida como:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (\text{II.13})$$

Em que γ_k é a covariância na defasagem k e γ_0 é a variância. Desta maneira, caso, graficamente, representar-se ρ_k contra k ter-se-á o correlograma da população. Exemplificando, abaixo está representado o correlograma da série relativa ao Pessoal Ocupado na Produção da Indústria Geral, que constam da Figura II.2.a.

Figura II.3 – Correlograma do Pessoal Ocupado na Indústria Geral – em nível e em primeira diferença



Analisando a figura acima, pode-se verificar que em sua parte (a), que trata dos dados em nível, o comportamento do correlograma é aquele típico de séries de tempo não-estacionárias. Embora, com o aumento do número de defasagens a estatística de autocorrelação esteja sendo reduzida, isso ocorre muito lentamente. Dito de outra forma, a estatística $Q = n \sum_{k=1}^m \rho_k^2$, desenvolvida por Box e Pierce¹², é altamente significativa e demonstra que nem todos ρ_k da série em estudo são iguais a zero. Resumindo: com base no correlograma, então, a conclusão é a de que a série temporal Pessoal Ocupado na Indústria Geral (em nível) é não-estacionária.

Não obstante, ao examinar a parte (b) da Figura II.3, a (FAC) tem um comportamento bastante distinto. Há, por certo, uma grande queda já no início das defasagens. Além disso, todas as autocorrelações não são significativamente diferentes de zero aos níveis de significância usuais. Em suma, a série em primeira

¹² Sobre esta estatística, ver (GREENE, *op. cit.*, p.762).

diferença tem o caminho característico de séries estacionárias.

A análise de estacionariedade não está encerrada pelo exame visual do correlograma. A despeito de ser mais um importante ferramental para a constatação de estacionariedade ou não, ainda assim é um teste pouco preciso. Em nível formal, a estacionariedade pode ser verificada por meio da análise de raiz unitária. Os testes Dickey-Fuller Aumentado e de Phillips-Perron, tratados a seguir, têm este propósito.

II-4.2: Teste de Estacionariedade: Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Tendo como hipótese nula a presença de raiz unitária e como hipótese alternativa a estacionariedade (DICKKEY; FULLER, 1981 *apud* MARÇAL, *op. cit.*)¹³ propõem a estimação, por mínimos quadrados ordinários, da seguinte regressão para detectar a presença, ou não, de raiz unitária, sendo que y_t é a variável em análise:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (\text{II.14})$$

$$\text{Onde } \gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p a_i\right)$$

$$\beta_i = \sum_{j=i}^p a_j$$

O coeficiente de interesse é γ , na equação acima. Se $\gamma = 0$, a equação em primeira diferença apresenta raiz unitária. Pode-se averiguar, invariavelmente, a presença de raiz unitária recorrendo a alguma das estatísticas desenvolvidas por Dickey-Fuller, dependendo do uso de componentes determinísticos incluídos na regressão. Destaca-se que: sem intercepto ou tendência, deve-se utilizar a estatística τ ; ausente apenas o intercepto, a estatística τ_μ é a mais apropriada; e, por fim, na

¹³ O teste KPSS – iniciais de Kwitkowski, Phillips, Schmidt e Shin – parte da hipótese de estacionariedade como nula. Sobre este teste ver (MAGNUSSON, *op. cit.* p. 84 e seguintes). Sobre o teste KPSS, (MADDALA; KIM, 2002, p. 49) advertem: “We do not recommend its use [!] - it has the same low power problems as the ADF and PP tests. It is discussed here because it is often referred to - as useful for confirmatory analysis in conjunction with the ADF and PP tests. But we feel such confirmatory is an illusion (with two tests that lack power)”. Por essa razão, sua apresentação será remetida à referência.

presença de ambos – intercepto e tendência – a estatística adequada é a τ_r . Com efeito, o teste proposto assume que os erros sejam independentes e tenham uma variância constante.¹⁴

Quando o pesquisador desconhece o verdadeiro “*data-generating process*”, (ENDERS, *op. cit.*) detecta quatro problemas que podem implicar na aplicação do teste Dickey-Fuller. Sejam eles: i) o verdadeiro DGP pode conter, além de um processo auto-regressivo, um componente de média móvel; ii) o verdadeiro processo auto-regressivo é usualmente desconhecido, assim a dificuldade é selecionar a defasagem apropriada; III) outro entrave é o de o teste considerar apenas uma única raiz unitária. Todavia, um auto-regressivo de ordem p tem p raízes características, assim caso ocorram $m \leq p$ raízes unitárias, a série precisa ser diferenciada em m vezes para tornar-se estacionária; e, em fim, iv) pode ser desconhecido, também, o fato de haver tendência ou intercepto.

Trabalhos relacionando testes de raiz unitária, taxas de câmbio e paridade do poder de compra (PPC) têm sido recorrentes na literatura. Exemplos dessas aplicações podem ser vistas em (NAKANE, *op. cit.*), (MARÇAL, *op. cit.*), (GREENE, *op. cit.*) e, por fim, (ENDERS, *op. cit.*). Por outro lado, sem retirar qualquer mérito do teste, vale notar seu reduzido poder, sobretudo quando as raízes fecham próximas à unidade em valores absolutos. Em outras palavras: o pesquisador pode vir a cometer um *erro do Tipo I*.

“Vale ressaltar o baixo poder dos testes ADF para rejeitar a hipótese de raiz unitária quando a hipótese verdadeira é um processo auto-regressivo com raízes muito próximas do círculo unitário. Pastore *et alii* (1997), utilizando um novo teste de raiz unitária proposta por Perron, consegue rejeitar a hipótese de raiz unitária para a série de PPC absoluta construída a partir da evolução dos bens internacionais. É um ponto aberto na literatura brasileira, se as séries de câmbio real possuem uma raiz unitária, ou se a não rejeição desta hipótese deve-se ao baixo poder dos testes econométricos disponíveis.” (MARÇAL, *op. cit.* p.120).

¹⁴ Para verificar um exemplo de teste de raiz unitária, ver (GREENE, *op. cit.*, p.784-5)

Nesta perspectiva, outro teste para averiguar a presença de raiz unitária vem sendo utilizado, em paralelo ao descrito anteriormente, e será examinado na Seção seguinte.

II-4.3: Teste de Estacionariedade: Phillips-Perron

Como observado, o teste de Dickey-Fuller está associado aos termos de erros não-correlacionados e de variância constante. (PHILLIPS; PERRON, 1988 *apud* ENDERS, *op. cit.* p. 239) desenvolveram uma generalização do teste *ADF* que permite relaxar a hipótese sobre a distribuição dos erros. Heuristicamente, o procedimento pode ser descrito por meio das seguintes regressões:

$$y_t = a_0^* + a_1^* y_{t-1} + \mu_t \quad (\text{II.15})$$

$$y_t = \tilde{a}_0 + \tilde{a}_1 y_{t-1} + \tilde{a}_2 (t - T/2) + \mu_t \quad (\text{II.16})$$

Onde, T é o número de observações e μ_t é tal que $E\mu_t = 0$, porém isso não requer que o termo de distúrbio seja não-correlacionado ou homogêneo. Recapitulando, em poucas palavras: ao passo que o teste *ADF* assume que os erros sejam independentes e homogêneos, o teste *PP* permite que os distúrbios sejam fracamente dependentes e heterogeneamente distribuídos.

A base do teste é a de que a distribuição e a estatística derivada podem ser utilizadas para examinar a proposição sobre os coeficientes a_i^* e \tilde{a}_i , dentro da hipótese nula de que o verdadeiro DGP seria dado pela equação:

$$y_t = y_{t-1} + \mu_t \quad (\text{II.17})$$

Ademais, sobre o número de observações em análise, com o intuito de separar o viés de não rejeição da hipótese nula de raiz unitária, (CAMPBELL; PERRON, 1991, p.14) destacam:

“It turns out that for tests of the unit root hypothesis versus stationary alternatives the power depends very little on the number of observations per se but is rather influenced apud an important way by the span of the data. For a given number of observations,

the power is largest when the span is longest. For a given span, additional observations obtained using data sampled more frequently lead only to a marginal increase apud power, the increase becoming negligible as the sampling interval is decreased [...] apud most applications of interest, a data set containing fewer annual data over a long time period will lead to test having higher power than if use was made of a data set containing more observations over a short time period.”

Os valores críticos das estatísticas para o teste Phillips-Perron são modificações dos assumidos no teste Dickey-Fuller, no entanto de maneira menos restritiva à natureza do processo de erros. Exemplificando: os valores críticos para $Z(ta_1^*)$ e $Z(t\tilde{a}_1)$ são aqueles dados nas tabelas τ_μ e τ_τ , respectivamente. Adicionalmente, os valores críticos de $Z(\phi_3)$, para Dickey-Fuller, estão presentes na estatística de teste ϕ_3 . Assim, o procedimento do *PP* pode ser aplicado em uma combinação ao teste *ADF* e esta aplicação é exemplificada em (ENDERS, *op. cit.*, p. 240-4) e assim será feito nesta dissertação.

As diretrizes para realizar os testes objetivando verificar a presença, ou não, de raízes unitárias, sobretudo quando o verdadeiro Processo Gerador de Dados não é conhecido, foram dadas por (DOLDADO; JENKINSON; SOSVILLARIVERO, 1990, *apud* ENDERS, *op. cit.*, p. 256-7) e podem ser organizadas, conforme o esquema descrito na Figura II.4.

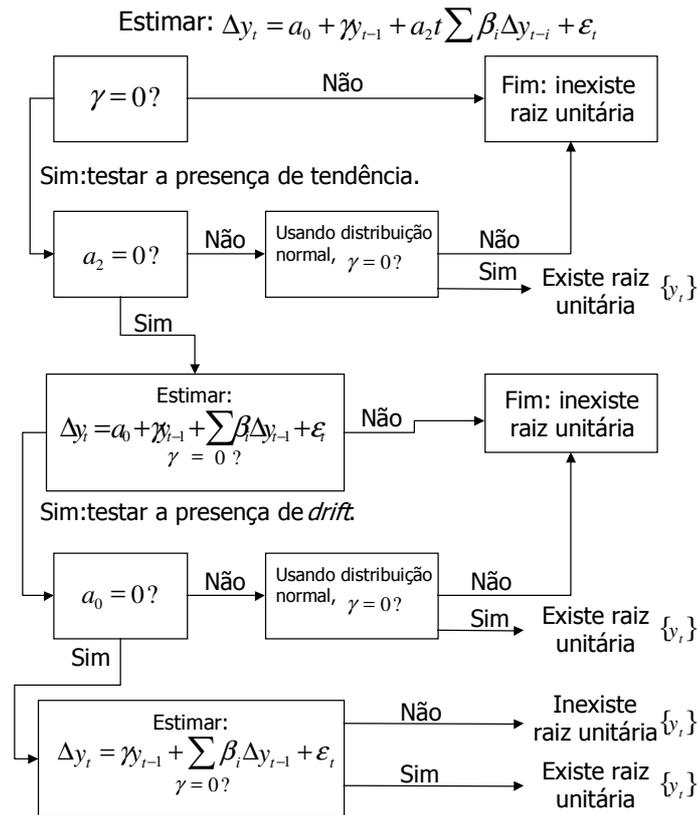
Merece registro, advertência lançada por (CAMPBELL; PERRON, *op. cit.*, p. 16): “*This suggestes [várias referências] that the Philips-Perron tests may be less reliable than the Dickey-Fuller methodology where a parametric correction is applied.*”

Por fim, vale salientar alguns problemas relativos aos testes anteriormente explicitados. O primeiro seria relativo ao poder deles. Formalmente, o *poder* de um teste é igual à probabilidade de rejeitar a falsa hipótese nula. Isto é, 1 menos a probabilidade de ocorrer *um erro Tipo II*.

Em verdade, segundo a literatura de séries de tempo, simulações de Monte

Carlo¹⁵ demonstram que o poder dos testes *ADF* e *PP* são baixos, pois não têm capacidade para diferenciar entre um processo com raiz unitária e outro com raiz próxima da unidade.

Figura II.4 – Esquema para testar a hipótese de raiz unitária¹⁶



Fonte: (ENDERS, *op. cit.*, p. 257).

Não obstante, o número de observações é altamente relevante para a consistência dos resultados do pesquisador. Ademais, é importante alertar sobre as implicações e os limites da análise sobre raiz unitária:

“The implications of unit roots apud macroeconomic data are, at least potentially, profound. If a structural variable, such as real output, is truly I(1), then shocks to it will have permanent effects. If confirmed, then this observation would mandate some rather serious reconsideration of the analysis of macroeconomic policy. For example,

¹⁵“The Monte Carlo results are based on 10,000 replications of 100 observations of independent random walks, with 4 lagged residual changes included in the test.” (CAMPBELL; SHILLER 1986, p. 15).

¹⁶ Neste caso, ao pesquisador aplicado, é recomendada a leitura deste “guia” no original.

the argument that a change apud monetary policy could have a transitory effect on real output would vanish. The literature is not without its skeptics, however. This result rests on a razor's edge. Although the literature is thick with tests that have failed to reject the hypothesis that $\gamma=1$, many have also not rejected the hypothesis that $\gamma \rightarrow 0.95$, and at 0.95 (or even at 0.99), the entire issue becomes moot.” (GREENE, op. cit., p. 781).

Tabela II.1 – Testes de raiz unitária: ADF e PP em nível e em primeira diferença nas variáveis comuns a todos os setores industriais

TESTES DE RAÍZ UNITÁRIA (12 Lag's)	VARIÁVEIS COMUNS A TODAS AS EQUAÇÕES			
	AUGMENTED DICKEY-FULLER		PHILLIPS-PERRON	
	EM NÍVEL	EM PRIMEIRA DIFERENÇA	EM NÍVEL	EM PRIMEIRA DIFERENÇA
INDICADOR DO NÍVEL DE ATIVIDADE (FIESP)	1,132262	-4,41803**	0,105110	-17,80527**
CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA - INDÚSTRIA	3,077412	-3,161652**	1,500500	-18,913**
*MacKinnon valores críticos para a rejeição das hipóteses de uma raiz unitária,				
1% Valor crítico**	-2,5830			
5% Valor crítico*	-1,9426			
10% Valor crítico	-1,6171			

Obs: Um asterisco indica que a hipótese nula é rejeitada a 5%; dois asteriscos indicam que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

Diante do exposto, os dois teste foram realizados em cada uma das variáveis utilizadas nesta dissertação e os resultados estão organizados nas tabelas das páginas 75, 76 e 77, as quais têm constante e tendência em seu cálculo. Procedeu-se, com as séries, conforme o esquema descrito na Figura II.4. Por exemplo, a inspeção gráfica das séries relativas à Indústria Geral (Pessoal Ocupado); (Produção Física) e (Folha de Pagamento Real) sugere que elas sejam, em nível, não estacionárias. Portanto, apresentem raízes unitárias.

Os testes *ADF* e *PP* confirmam isso, pois para esta verificação o que importa é a estatística τ das variáveis. Nota-se que a hipótese nula é a de que $\delta = 0$, ou equivalente, $\rho = 1$, isto é, há a presença de raiz unitária. Os valores desta estatística, conforme calculadas por MacKinnon, são -2.5840; -1.9426 e -1.6171, respectivamente.

Sem embargo, os valores encontrados foram -1.6142; 1.4204 e 0.0999, indicando que não é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para nenhuma das três séries aos níveis usuais de significância, que é outro modo de dizer que elas são não-estacionárias. Contrariamente, a análise das mesmas séries temporais, só que desta vez em primeira diferença, indica que todas são estacionárias.

Tabela II.2 – Testes de raiz unitária: ADF e PP em nível e em primeira diferença nas variáveis relativas à produção física de cada uma das indústrias

TESTES DE RAÍZ UNITÁRIA (12 Lag's)	PRODUÇÃO FÍSICA - INDÚSTRIA			
	AUGMENTED DICKEY-FULLER		PHILLIPS-PERRON	
	EM NÍVEL	EM PRIMEIRA DIFERENÇA	EM NÍVEL	EM PRIMEIRA DIFERENÇA
GERAL	1,420344	-3,384244**	0,555262	-17,10137**
EXTRATIVA MINERAL	2,406216	-1,813220	2,188186	-27,97201**
DE TRANSFORMAÇÃO	1,149302	-3,631057**	0,335623	-17,43861**
TRANS DE PROD MINERAIS NÃO-METÁLICOS	1,403601	-4,723251**	0,117052	-12,38022**
METALÚRGICA	1,325244	-3,552129**	0,170231	-12,65569**
MECÂNICA	0,534931	-2,878333**	-0,004349	-13,876**
MATERIAL ELÉTRICO E DE COMUNICAÇÃO	0,873134	-2,991563**	0,109272	-16,84103**
MATERIAL DE TRANSPORTE	0,963047	-2,002024**	0,637924	-24,03911**
MADEIRA	0,517509	-3,795999**	0,939075	-15,38215**
MOBILIÁRIO	1,263415	-4,747204**	0,775443	-12,41773**
PAPEL E PAPELÃO	2,203452	-4,473821**	0,763766	-14,41309**
BORRACHA	0,990403	-4,198914**	-0,106246	-22,8521**
COUROS E PELES	-1,072869	-2,628724**	-1,455869	-14,28455**
QUÍMICA	1,100258	-4,607696**	0,621031	-31,70511**
FARMACÊUTICA	0,517161	-4,683929**	0,081172	-17,47576**
PERFUMARIA, SABÕES E VELAS	2,839558	-4,514898**	0,961345	-29,34756**
PRODUTOS DE MATÉRIAS PLÁSTICAS	0,244014	-4,574413**	-0,149850	-14,99377**
TÊXTIL	-0,497766	-3,729648**	-0,720701	-12,66127**
VESTUÁRIOS, CALÇADOS ARTEF DE TECIDOS	-0,758898	-3,918551**	-1,154951	-13,72875**
PRODUTOS ALIMENTARES	1,698635	-4,315646**	0,792931	-14,3201**
BEBIDAS	0,847792	-3,748755**	0,579151	-20,39284**
FUMO	-0,628354	-4,773983**	-0,286834	-16,03111**
		*MacKinnon valores críticos para a rejeição das hipóteses de uma raiz unitária,		
	1% Valor crítico**	-2,5830		
	5% Valor crítico*	-1,9426		
	10% Valor crítico	-1,6171		

Obs: Um asterisco indica que a hipótese nula é rejeitada a 5%; dois asteriscos indicam que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

Tabela II.3 – Testes de raiz unitária: ADF e PP em nível e em primeira diferença nas variáveis relativas ao pessoal ocupado em cada um dos setores indústrias

TESTES DE RAÍZ UNITÁRIA (12 Lag's)	PESSOAL OCUPADO NA PRODUÇÃO - INDÚSTRIA			
	AUGMENTED DICKEY-FULLER		PHILLIPS-PERRON	
	EM NÍVEL	EM PRIMEIRA DIFERENÇA	EM NÍVEL	EM PRIMEIRA DIFERENÇA
GERAL	-1,613286	-2,721538**	-4,179625**	-4,195946**
EXTRATIVA MINERAL	-2,222735*	-2,566347*	-4,767896**	-8,300056**
DE TRANSFORMAÇÃO	-1,594210	-2,710824**	-4,140431**	-4,22382**
TRANS DE PROD MINERAIS NÃO-METÁLICOS	-2,954865**	-3,668259**	-3,570003**	-6,561291**
METALÚRGICA	-2,019264*	-2,857**	-3,346241**	-6,078533**
MECÂNICA	-1,399372	-2,339163*	-3,022334**	-8,184101**
MATERIAL ELÉTRICO E DE COMUNICAÇÃO	-1,897793	-4,199923**	-2,851018**	-6,787068**
MATERIAL DE TRANSPORTE	-1,156734	-2,790293**	-2,102177*	-6,025441**
MADEIRA	-1,774746	-3,454537**	-2,806918**	-6,598911**
MOBILIÁRIO	-0,757008	-3,021236**	-0,990950	-7,021195**
PAPEL E PAPELÃO	-0,612650	-2,893707**	-4,280833**	-7,757984**
BORRACHA	-0,848814	-1,698544	-1,866906	-6,300771**
COUROS E PELES	-2,224107*	-2,728039**	-3,206234**	-8,057457**
QUÍMICA	-2,246561*	-2,224022*	-4,592214**	-6,5353**
FARMACÊUTICA	-1,389983	-2,701923**	-1,677020	-8,665391**
PERFUMARIA, SABÕES E VELAS	-0,218110	-3,118913**	-0,338977	-8,309482**
PRODUTOS DE MATÉRIAS PLÁSTICAS	-1,098237	-2,703552**	-2,578838*	-9,334394**
TÊXTIL	-1,865890	-1,900706	-3,753744**	-4,862154**
VESTUÁRIOS, CALÇADOS ARTEF DE TECIDOS	-1,431089	-2,216442*	-3,901491**	-5,942174**
PRODUTOS ALIMENTARES	-1,254846	-6,291339**	-2,67587**	-6,844352**
BEBIDAS	-1,846780	-1,748521	-2,67587**	-5,872888**
FUMO	-1,412180	-2,645355**	-3,029135**	-4,456204**
EDITORIAL E GRÁFICA	-1,908452	-1,734012	-3,429121**	-9,845784**
DIVERSAS	-1,878915	-5,353026**	-2,824567**	-6,368105**
		*MacKinnon valores críticos para a rejeição das hipóteses de uma raiz unitária,		
	1% Valor crítico**	-2,5830		
	5% Valor crítico*	-1,9426		
	10% Valor crítico	-1,6171		

Obs: Um asterisco indica que a hipótese nula é rejeitada a 5%; dois asteriscos indicam que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

Sendo os valores críticos da estatística τ os mesmos listados anteriormente, observa-se que, desta feita e em módulo, todos eles são superiores. Tem-se, portanto, -2.7215; -4.4842 e -4.2824, nesta ordem. Ou seja, os dados relativos à Indústria Geral são todos estacionários, em primeira diferença, e apresentam raízes unitárias, em nível. Assim, se uma série temporal for diferenciada uma vez e a série diferenciada for estacionária, diz-se que a série original – com caminho aleatório – é integrada de ordem 1¹⁷. Pode-se, portanto, induzir estacionariedade tomando a primeira diferença de séries que apresentem raiz unitária. Mas, ao resolver o problema de não-estacionariedade desta forma, o estudioso poderia deixar de lado a relação de longo prazo entre as variáveis. Paraphraseando (GUJARATI, *op. cit.*): seria jogar o bebê junto com a água do banho!

Tabela II.4 – Testes de raiz unitária: ADF e PP em nível e em primeira diferença nas variáveis relativas à Folha de Pagamento Real em cada um dos setores indústrias

TESTES DE RAÍZ UNITÁRIA (12 Lag's)	FOLHA DE PAGAMENTO REAL - INDUSTRIA			
	AUGMENTED DICKEY-FULLER		PHILLIPS-PERRON	
	EM NÍVEL	EM PRIMEIRA DIFERENÇA	EM NÍVEL	EM PRIMEIRA DIFERENÇA
GERAL	0,099901	-4,282386**	-0,258731	-18,85834**
EXTRATIVA MINERAL	-0,362482	-3,765152**	-0,835560	-20,3868**
DE TRANSFORMAÇÃO	0,119242	-4,227065**	-0,244527	-18,79805**
TRANS DE PROD MINERAIS NÃO-METÁLICOS	0,575827	-5,099131**	0,048447	-20,05631**
METALÚRGICA	-0,250014	-4,315428**	-0,478387	-20,05713**
MECÂNICA	0,222349	-3,857668**	-0,253565	-18,82636**
MATERIAL ELÉTRICO E DE COMUNICAÇÃO	-0,281622	-3,589618**	-0,388198	-18,9748**
MATERIAL DE TRANSPORTE	0,191348	-3,11657**	0,010867	-19,4763**
MADEIRA	0,117419	-4,193877**	-0,194822	-20,89167**
MOBILIÁRIO	0,581227	-3,133514**	0,257994	-20,33616**
PAPEL E PAPELÃO	0,407639	-4,473904**	-0,008198	-18,5555**
BORRACHA	-0,277834	-3,957233**	-0,055681	-20,02442**
COUROS E PELES	-0,238589	-3,702221**	-0,128992	-24,80809**
QUÍMICA	-0,320576	-4,023107**	-0,418153	-18,52815**
FARMACÉUTICA	4,281540	-2,91829**	1,617736	-17,92511**
PERFUMARIA, SABÕES E VELAS	1,947560	-3,39722**	1,047127	-17,82298**
PRODUTOS DE MATÉRIAS PLÁSTICAS	-0,327343	-4,229355**	-0,556359	-18,25171**
TÊXTIL	-1,363979	-2,932473**	-1,116807	-19,11972**
VESTUÁRIOS, CALÇADOS ARTEF DE TECIDOS	-1,046175	-2,676791**	-0,964470	-19,31487**
PRODUTOS ALIMENTARES	0,302532	-4,051986**	0,059983	-17,82351**
BEBIDAS	-0,071815	-3,251783**	-0,164826	-17,26801**
FUMO	-0,211638	-2,844419**	-0,558803	-17,17005**
EDITORIAL E GRÁFICA	0,689093	-3,167984**	0,143138	-17,3777**
DIVERSAS	0,162076	-3,908257**	0,077522	-19,85133**
	*MacKinnon valores críticos para a rejeição das hipóteses de uma raiz unitária.			
	1% Valor crítico**	-2,5830		
	5% Valor crítico*	-1,9426		
	10% Valor crítico	-1,6171		

Obs: Um asterisco indica que a hipótese nula é rejeitada a 5%; dois asteriscos indicam que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

¹⁷ Em um trabalho aplicado, (MAGNUSSON, *op. cit.*) recorre ao teste de integração de (Dickey; Pantula), muito parecido com o teste ADF, mas que serve para verificação de possíveis variáveis integradas de ordens superiores.

Entretanto, qual seria a relação entre os conceitos de raízes unitárias e de co-integração? Estudá-los por quê? Para responder isso, vale recorrer, vez mais a (CAMPBELL; PERRON, *op. cit.*, p. 26):

“Before turning to the detail of cointegrated systems it is useful to provide some motivation for studying them. At first sight the idea of cointegration among variables may seem to be an unlikely special case. It one has a set of integrated variables; it may seem highly restrictive to assume that some linear combination of them is stationary[!]. In fact, however, the idea of cointegration has become extremely popular in macroeconomic models with unit root driving processes.”

Neste contexto, já que se pode supor que as variáveis em estudo sejam elas integradas de primeira ordem, pois aos níveis de significância convencionais, é possível aceitar a hipótese alternativa de estacionariedade quando da primeira diferença das séries, no próximo Capítulo, dar-se-á a investigação da existência de algum (ao menos um) vetor co-integrante. Isto é, verificar-se-á, ou não, uma relação de “equilíbrio” entre as séries. Por certo, se isso ocorrer, existe a condição necessária e suficiente para uma representação do tipo mecanismo de correção de erros para o modelo econométrico, além de descrever as relações de longo prazo entre as séries em estudo.¹⁸

¹⁸ Ver, por exemplo, (NAKANE, *op. cit.*, p. 49).

Todos sabemos que a utilização de técnicas econométricas é sempre praguejada de problemas metodológicos, mas, mesmo assim, é sempre mais útil e melhor utiliza-las em lugar do puro “achismo”, que é a praga que assalta alguns analistas .

DELFIN NETTO

Capítulo III: Descrição do Instrumental Econométrico Empregado

Introdução

A justificativa em aprofundar a investigação sobre a análise estatística pode ser encontrada na observação de (JOHANSEN, *op. cit.*, p. 6), que diz, grosso modo: “modelos estatísticos oferecem uma rica base para discussão entre a teoria econômica e a realidade econômica.”¹

Tem sido recorrente, na literatura econométrica, a análise de co-integração para estudar as relações de longo prazo entre variáveis macroeconômicas. Serão listados, a seguir, alguns trabalhos que foram embasados neste tipo recurso. A análise de co-integração e o mecanismo de correção de erros MCE são fundamentais à investigação do modelo apropriado para descrever a demanda por mão-de-obra dos setores industriais referidos. O conceito de co-integração depende do entendimento de outros importantes progressos da econometria, como a estacionariedade que foi um dos assuntos do Capítulo anterior.

Para embasar os resultados empíricos, a apresentação teórica formal terá a seguinte dinâmica: como o conceito de co-integração assume papel fundamental nesta dissertação, a Seção III-1 trata da análise multivariada e dos testes popularizados por Johansen. Adicionalmente, o número de vetores co-integrantes está discutido na Seção III-2. Além disso, a conexão entre co-integração e modelos de correção de erros está realçada na Seção III-3. Ademais, as equações dos setores industriais que, de acordo com os testes do traço e do máximo autovalor, têm, ou não, relações de longo prazo, serão alvo da Seção III-4, que encerra o Capítulo.

¹ Tradução livre.

III-1: Análise Multivariada: testes de co-integração propostos por Johansen

Existe a seguinte diferença entre testes para raízes unitárias e testes para co-integração: os primeiros são efetuados em série temporal univariada – isto é, uma única série em estudo e a tendência estocástica podem ser removidas por meio da diferenciação. A partir disso, com a série estacionária, é válido estimar o modelo usando técnicas univariadas do tipo *Box-Jenkins*. Em contraste, a análise de co-integração trata das relações entre um grupo de variáveis (multivariada), onde cada uma apresenta a sua própria raiz unitária. As discussões sobre co-integração, registre-se, foram introduzidas por (ENGLE; GRANGER, 1987 *apud* GREENE, *op. cit.* p. 790).

A idéia de co-integração advém dos modelos macroeconômicos multivariados. Em síntese, o conceito central é o de que em um dado conjunto de séries não-estacionárias – isto é, onde cada uma delas possui raiz unitária – podem existir combinações lineares destas variáveis que sejam estacionárias.

Genericamente, se duas séries são integradas de diferentes ordens, então a combinação linear poderá ser de ordem mais elevada. Por outro lado, se elas forem integradas de mesma ordem, por exemplo, $I(1)$, ambas terão uma combinação linear $I(0)$; ou seja, estacionária. Portanto, duas séries que satisfaçam esta condição são ditas co-integradas, e o vetor $[1 - \beta]$ é o vetor co-integrante. (ENDERS, *op. cit.* p. 457) sinaliza: “*Equilibrium theories involving nonstationary variables require the existence of a combination of the variables that is stationary.*”

Iniciar a análise estatística de uma classe especial de sistemas multivariados, relativa às séries de tempo não-estacionárias, usando os conceitos de co-integração e tendências comuns como alicerce aos modelos autorregressivos, com erros gaussianos², foi a metodologia utilizada por (JOHANSEN, *op. cit.*) para

² O poder do teste proposto por Johansen é bastante afetado, caso os resíduos não sejam gaussianos.

investigar vetores co-integrantes. Ter-se-á, nesta Seção, esta obra como fonte principal sobre o tema.

“An economic theory is often formulated as a set of behavioural relations or structural equations between the levels of the variables, possibly allowing for lags as well. If the variables are I(1), that is, non-stationary with stationary differences, it is convenient to reformulate them apud terms of levels and differences, such that if a structural relation is modelled by a stationary relation then we are led to considering stationary relations between levels, that is, cointegrating relations.” (JOHANSEN, *op. cit.* p.5).

Vários estudos sobre a demanda são tratados pela literatura e relacionados ao conceito de co-integração, sobretudo a demanda por moeda. Outros exemplos podem ser destacados, quanto à aplicabilidade da análise de co-integração enquanto ferramental para estudos empíricos, pois são recorrentes na literatura macroeconômica. Sejam eles: teoria da função consumo, teorias sobre títulos em mercados futuros, arbitragens no mercado de *commodities* e estudos sobre o poder de paridade de compra.

Partindo de um vetor de variáveis y_t , das quais cada uma pode ter a representação dada por:

$$y_{it} = TD_{it} + Z_{it}; A_i(L)Z_{it} = B_i(L)e_{it}, \quad (i=1, \dots, n) \quad \text{(III.1)}$$

sendo que TD_{it} é o componente determinístico da variável, Z_{it} denota o ruído modelado do processo ARMA e a inovação é dada por e_{it} cuja característica é $N(0, \sigma_i^2)$. Assume-se, adicionalmente, que y_i contém raiz unitária é auto-regressivo e as raízes estão estritamente fora do círculo unitário. Com o respaldo dessas suposições, pode-se chegar à seguinte definição de co-integração:

Definição 1: O vetor de variáveis definido por (III.1) é dito co-integrado se ao menos um elemento n do vetor β_i tal que $\beta_i' y_t$ apresente tendência estacionária. Dessa maneira, β_i é denominado vetor co-integrante. Assim, se existir r vetores linearmente independentes, $\beta_i (i=1, \dots, r)$ diz-se que $\{y_t\}$ é co-integrada com o *rank*³ de co-integração r . Define-se, então, a matriz $(n \times r)$ cujos vetores co-integrantes

³ Rank é o mesmo que posto da matriz, tratado em especial no capítulo 12 de (JOHANSEN, *op. cit.*).

são dados por $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_r)$. Além disso, os r elementos do vetor $\beta_i' y_t$ têm tendência estacionária e β é chamado de matriz co-integrante (CAMPBELL; PERRON, *op. cit.*), sendo que em (JOHANSEN, *op. cit.*) esta é a definição III.4.

Os testes de co-integração, popularizados por (JOHANSEN, 1991 *apud* NAKANE, *op. cit.*), são, em verdade, testes de razão de verossimilhança (*LR*) e dizem respeito ao posto da matriz π na seguinte equação, tomando a notação original:

$$\Delta z_t = \psi D_t + \pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta z_{t-i} + v_t \quad (\text{III.2})$$

onde z_t é um vetor de N variáveis, D_t congrega todos os componentes determinísticos e v_t é gaussiano com matriz de covariâncias Ω .

A equação (III.2) apresenta-se como um tradicional modelo VAR⁴ em diferenças. A matriz π é o cerne da análise, portanto, pois pode ser interpretada como a matriz de resposta de longo prazo – ou equilíbrio – da qual é imprescindível analisar-se o posto para obter-se informações sobre a ordem de integração⁵ de z_t . Com efeito, encontrar o *rank* desta matriz é a taxonomia utilizada para verificar o número de vetores co-integrantes (assunto da próxima Seção).

III-2: Número de vetores co-integrantes

Note-se a seguinte representação VAR irrestrita de determinado modelo:

$$A(L)z_t = \psi D_t + v_t \quad (\text{III.3})$$

sendo que $v_t \sim IN(0, \Omega)$, z_t contém as N variáveis de interesse do modelo e D_t traz todos os componentes deterministas. Se se supuser que os valores iniciais sejam dados e que a matriz polinomial $A(L)$ tenha ordem p , com p finito, tal que $A(0) = I$

⁴ Modelos auto-regressivos não são, necessariamente, sempre a descrição dos dados; porém, são uma importante e flexível ferramenta estatística. Frequentemente, se um modelo VAR não se ajustar bem aos dados, isto é por causa do conjunto de informações. A escolha das variáveis deve ser reconsiderada, então.

⁵ Outra aplicação prática dos conceitos de integração e co-integração está em (CHEUNG; CHINN, 1997).

– em outras palavras: o VAR acima é de forma reduzida e não estrutural – ou seja, em cada equação do sistema apenas uma variável é corrente, pois as outras são termos defasados (NAKANE, *op. cit.*).

Todavia, conforme mencionadas, variáveis econômicas são, comumente, não-estacionárias. Dessa maneira, não é correto inferir a partir de (III.3), mas sim por meio desta em sua primeira diferença, resultando em outra expressão, tal que:

$$\Delta z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta z_{t-i} + \pi z_{t-1} + \psi D_t + v_t \quad (III.4)$$

onde:

$$\pi_i = \sum_{j=1+i}^p A_j \quad \text{e} \quad \pi = - \left(I + \sum_{j=1}^p A_j \right) = -A(1)$$

Toda esta apresentação é relevante, ao passo que os testes apresentados oportunamente demonstram que as relações de demanda por trabalho nos setores industriais, a despeito de alguns desvios do equilíbrio, podem ser observadas pelo prisma do longo prazo.

A equação (III.4), tal qual (III.2), é tida como um modelo VAR tradicional, em diferenças. A matriz π , relacionada ao termo z_{t-1} , pode ser interpretada como a matriz de respostas de longo prazo. Desta maneira, identificar o *rank* de π é crucial para que se possa perceber a ordem de integração de z_t . Em outras palavras, o posto desta matriz fornece o número de vetores co-integrantes. Sobre a relevância do posto da matriz de co-integração, vale salientar a análise disposta em (ENDERS *op. cit.* p. 390):

“Again, the key feature to note [...] is the rank of the matrix π ; the rank of π is equal to the number of independent cointegrating vectors. Clearly, if $\text{rank}(\pi) = 0$, the matrix is null and [...] is the usual VAR model apud first differences. Instead, if π is of rank n , the vector process is stationary. apud intermediate cases, if $\text{rank}(\pi) = 1$, there is single cointegrating vector and the expression πx_{t-p} is the error-correction factor. For other cases apud which $1 < \text{rank}(\pi) < n$, there are multiple cointegrating vectors.”

Corroborando com a exposição acima, dado que o *rank* de $(\pi) = k$, o

pesquisador pode deparar-se com resultados distintos, segundo o procedimento apresentado por (JOHANSEN, 1988 *apud* NAKANE, *op. cit.*). Os argumentos destacados podem ser formalizados, por meio das três seguintes situações:

- a) $k = N$, ou seja, π tem posto completo; neste caso, nenhuma das raízes de $\det A(L^{-1})=0$, indicando que as N variáveis de z_t são $I(0)$, então $A(L)$ pode ser invertida para se obter uma representação *MA* infinita para z_t ;
- b) $k = 0$, isto é, a matriz π é nula, tal que as raízes de $\det A(L^{-1})=0$ são unitárias; desta feita, as N variáveis de z_t são $I(1)$ e, portanto, Δz_t é estacionário e (III.21) seria um VAR habitual em primeira diferença; e
- c) $0 < k < N$, configurando a existência de k combinações lineares co-integradas em z_t , ou, alternativamente, que existem $N - k$ raízes em $\det A(L^{-1})=0$.

Em (c), as matrizes α – coeficientes da velocidade de ajustamento – e β – coeficientes das relações de longo prazo – de tamanho $N \times k$, com posto k , de tal forma que $\pi = -\alpha\beta'$. Portanto, β é a matriz que contém os vetores co-integrantes e $\beta' z_t$ é estacionário, mesmo que z_t não o seja. Nesta situação, a equação (III.12) poderá ser interpretada como um modelo de correção de erros – assunto tratado na próxima Seção – (NAKANE, *op. cit.*)⁶.

O procedimento sugerido por (JOHANSEN; JUSELIUS, 1992 e JOHANSEN, 1996 *apud* MARÇAL, *op. cit.*), para estimar a matriz π por verossimilhança, pode ser transcrito da seguinte forma: denominando-se $Z_{2t} = (\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-k+1}, D_t)$, regride-se ΔX_t e X_{t-1} contra Z_{2t} . Sendo que R_{0t} e R_{1t} serão os resíduos respectivos dessas regressões. Some-se a isso, a matriz que reúne as covariâncias destes resíduos dada por $S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}$, $i, j = 0, 1$. Portanto, regredir

R_{0t} contra R_{1t} , é equivalente a maximizar a seguinte função de verossimilhança:

$$L = -(T/2)\ln|\Omega| - (1/2)\sum_{t=1}^T (R_{0t} + \alpha\beta'R_{1t})' \Omega^{-1} (R_{0t} + \alpha\beta'R_{1t}) \quad (III.5)$$

Segundo a obra consultada, os autores demonstram que, impondo a seguinte normalização $\beta'S_{11}\beta = I$, os autovetores fornecem as estimativas de máxima verossimilhança de β :

$$|\lambda S_{11} - S_{10}S_{00}^{-1}S_{01}| = 0 \quad (III.6)$$

Todavia, para os casos em que o β é sabido, α pode ser estimado a partir da seguinte regressão:

$$\hat{\alpha}(\beta) = S_{01}\beta(\beta'S_{11}\beta)^{-1} \quad (III.7)$$

Ou, em decorrência da normalização sugerida, têm-se:

$$\hat{\alpha}(\beta) = S_{01}\beta \quad (III.8)$$

Por fim, o valor da função (LR) no ponto de máximo é dado por :

$$L_{\max}^{-2/T} = |S_{00}| \prod_{i=1}^k (1 - \hat{\lambda}_i) \quad (III.9)$$

Cujo termo $\hat{\lambda}_i$ representa os autovalores de (III.8) ordenados de forma decrescente, ao passo que \hat{v}_i denota os respectivos autovetores.

Desta maneira, com base na função de verossimilhança e após tediosas manipulações matriciais e um grande número de provas, (JOHANSEN, 1996, p. 90 e seguintes) oferece duas estatísticas da razão verossimilhança para testar a hipótese de existência de vetores co-integrantes e o número de vetores existente⁷. Quando $k = N$, tem-se o modelo irrestrito. Assim, a razão $L_{\max}(k)/L_{\max}(N)$ fornece a estatística do teste de verossimilhança para testar a hipótese de existência de no máximo k vetores co-integrantes contra a alternativa de no mínimo N vetores co-

⁶ Os procedimentos adotados por (JOHANSEN; JUSELIUS, *op. cit.*), para obter o estimador de máxima verossimilhança de π , estão detalhados em (NAKANE, *op. cit.*).

⁷ O desenvolvimento destas estatísticas – sem as provas – pode ser observado também em (NAKANE *op. cit.*).

integrantes e é dada por:

$$\eta(k) = -T \sum_{i=k+1}^N \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad k = N-1, \dots, 1 \quad (\text{III.10})$$

Diferentemente, a razão $L_{\max}(k-1)/L_{\max}(k)$ dá a estatística do teste de verossimilhança para testar a hipótese de existência de exatamente k vetores co-integrantes, sendo:

$$\zeta(k-1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_k) \quad k = N, N-1, \dots, 1 \quad (\text{III.11})$$

Por meio de derivações das distribuições assintóticas das estatísticas de testes (III.10) e (III.11), cuja primeira converge para o traço – por isso popularizada como estatística do traço λ_{trace} – e a segunda para o autovalor máximo da matriz – conhecida como estatística do autovalor máximo λ_{\max} – o autor fornece os valores críticos para três casos distintos. Primeiro, quando ψ em (III.4) é nulo, o segundo caso é quando D_t contém apenas a constante, e, por fim, no tempo em que D_t incluir apenas uma tendência determinista. Em resumo: a estatística λ_{trace} e a λ_{\max} podem ser usadas para auxiliar na determinação do número de vetores co-integrantes⁸. Vale registrar, um teste alternativo para o posto da matriz de co-integração é proposto por (STOCK; WATSON, 1988 *apud* CAMPBELL; PERRON, *op. cit.* p. 43).

Destaque-se, portanto, que a análise prévia com relação ao posto da matriz π , com o auxílio dos valores críticos listados pelas estatísticas acima, é fundamental para determinar quantos termos do tipo correção de erros estão presentes no VAR e, conseqüentemente, no modelo econométrico obtido pela simplificação deste. Como a idéia é verificar o número de combinações lineares no modelo, o teste para verificação de co-integração serve, ademais, para analisar a presença de termos de mecanismo de correção de erros em mais de uma equação do sistema. Desta feita,

⁸ Cabe aqui um comentário adicional, estes testes são sensíveis à presença de regressores determinísticos, inclusive do vetor(s) co-integrante(s) e podem, inclusive, conflitar (ENDERS, *op. cit.*).

um caminho alternativo para representar as relações entre variáveis co-integradas é o de Modelos de Correção de Erros (MCE). Tema versado na próxima Seção.

III-3: Co-integração e Mecanismo de Correção de Erros

Uma das características inerentes às variáveis co-integradas é a de que, ao longo do tempo, elas vão sendo influenciadas a partir de um equilíbrio de longo prazo. Essa discussão implica em Modelos de Correção de Erros que é, justamente, uma forma de reconciliar a conduta de curto prazo de uma variável econômica, com seu comportamento de longo prazo.

Com efeito, antes de qualquer formalização, o ponto essencial é notar que as variáveis sejam co-integradas de ordem $CI(1,1)$, o que garante a existência de um MCE.

“O MCE consiste em estimar uma equação de longo prazo, com as variáveis em nível. Normalmente esta estimação apresenta um alto R^2 e autocorrelação dos resíduos de primeiro grau. Esta combinação de fatores pode indicar a presença de correlação espúria. Segundo o Teorema de Engle-Granger, para provar que a relação das variáveis não seja espúria são condições suficientes que as séries sejam integradas de ordem um e que exista alguma combinação linear entre elas que seja integrada de ordem zero.” (CAMPOS; CAMPOS, 2003, p. 8).

Um exemplo bastante simplificado de um modelo de correção de erros pode ser introduzido a partir de:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta z_t + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{III.12})$$

Em que Δ , mais uma vez, indica a primeira diferença \hat{u}_{t-1} é o valor defasado em um período do resíduo de uma regressão com as mesmas séries em nível, isto é, a estimativa empírica do termo de erro de equilíbrio; ε é o termo de erro, da nova regressão, com as propriedades usuais; α_0 é uma constante e α_1 está relacionado à variável explicativa. É relevante notar que Δz_t , de forma que o termo de correção de erro \hat{u}_{t-1} traz o ajustamento para o equilíbrio a longo prazo – uma espécie de *atrator* –, captura perturbações de curto prazo. Se α_2 for estatisticamente

significativo, informará qual a proporção do desequilíbrio em y_t , em um período, é corrigida no instante imediatamente posterior.

A partir da assertiva de que: “*Another way of modelling cointegrating variables is through the error correction models*”, outro exemplo de forma reduzida de um modelo de correção de erros é dado por (JOHANSEN, *op. cit.* p. 49):

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \mu + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (\text{III.13})$$

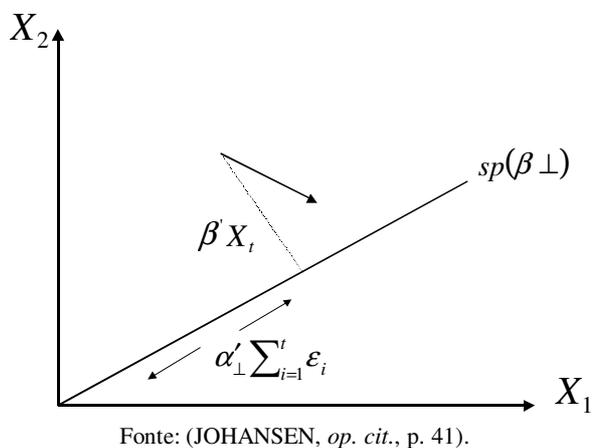
Com o valor inicial X_0 , onde α e β são matrizes ($p \times r$). A motivação do modelo seria considerar $\beta' X_t = E(\beta' X_t) = c$ como a definição das relações econômicas, assumindo-se, adicionalmente, que os agentes reajam ao desequilíbrio do erro $\beta' X_{t-1} - c$, por meio do coeficiente de ajustamento α que quanto maior, mais rápido será esta acomodação, trazendo as variáveis à região correta.

Em linhas gerais, a mecânica que descreve o modelo de correção de erros é a seguinte: as perturbações ocorridas em $\alpha' \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$ empurram as variáveis econômicas ao redor do espaço marcado por β_{\perp} , o conjunto atrator – com efeito ortogonal. Os agentes reagem a estas forças e criam variáveis econômicas que se movem acerca de tendências comuns seguindo “leis” ou relações estruturais descritas por $\beta' X_t = E(\beta' X_t)$. Neste sentido, as variáveis reagem aos desequilíbrios $\beta' X_t - E(\beta' X_t)$ e por meio do coeficiente de ajustamento α são levadas a retornar para o conjunto atrator (JOHANSEN, *op. cit.*). Graficamente, isso pode ser representado pela Figura III.1⁹.

Em resumo: um modelo de correção de erros se ajusta bastante bem aos dados nos casos em que as variáveis sejam $I(1)$, bem como co-integrem. A importância desse resultado é que a noção de co-integração e a dos modelos de correção de erro são equivalentes. Assim, os processos que sejam satisfeitos pelos modelos de correção de erros são, analogamente, processos resolvidos por meio da análise de co-integração.

⁹ A construção matemática pode ser observada em (JOHANSEN, *op. cit.*, p.40).

Figura III.1 – Processo de atração da variável pelo coeficiente de ajustamento



Com base na análise da literatura realizada no Capítulo 1, além dos aspectos empíricos da demanda por mão-de-obra; da observação comportamental das séries, discutida no Capítulo 2, bem como os testes de estacionariedade e do instrumental econométrico discutidos neste Capítulo; partir-se-á para sua aplicação empírica, bem como para a interpretação dos resultados obtidos.

Para isso, a Tabela III.1 traz, detalhadamente, os vinte e quatro agregados industriais e todos os valores das estatísticas do traço e do máximo autovalor, inclusive ajustados. A Tabela III.2 designa, em verdade, a matriz β transposta que demonstra quais os coeficientes devem ser utilizados para a construção dos modelos de correção de erros normalizados a partir do custo da mão-de-obra nas indústrias. Adicionalmente, a matriz de ajustamento está organizada na Tabela III.3 e, por último, as equações são apresentadas pela Tabela III.4. Vale antecipar, contudo, que somente setores os quais, segundo o aparato econométrico sugerido, evidenciarem relações de longo prazo, serão referenciados. Porém, para os outros agregados as equações estão disponíveis com o autor.

Tabela III.1 - Resultados dos testes de Co-integração

Setores	Autovalores	Ho: posto=p	λ_{\max}	λ_{\max} ajustado	Valores críticos a 95%	$\lambda_{\text{máq}}$	$\lambda_{\text{máq}}$ ajustado	Continua	
								Valores críticos a 95%	Número de defasagens
<i>Indústria Geral</i>	0,253	p=0	*36,47	26,26	33,5	*70,43	50,71	68,5	7
	0,143	p<=1	19,38	13,95	27,1	33,96	24,45	47,2	
	0,079	p<=2	10,38	7,476	21	14,59	10,5	29,7	
	0,026	p<=3	3,31	2,38	14,1	4,204	3,02	15,4	
	0,007	p<=4	0,88	0,63	3,8	0,88	0,63	3,8	
<i>Indústria Mineral</i>	0,268	p=0	**39,13	28,18	33,5	**95,55	*68,79	68,5	7
	0,204	p<=1	*28,57	20,57	27,1	**56,41	40,62	47,2	
	0,123	p<=2	16,45	11,85	21	27,84	20,05	29,7	
	0,084	p<=3	11,09	7,98	14,1	11,39	8,2	15,4	
	0,002	p<=4	0,29	0,21	3,8	0,29	0,21	3,8	
<i>Indústria de Transformação</i>	0,296	p=0	**43,95	31,64	33,5	**77,13	55,53	68,5	7
	0,142	p<=1	19,18	13,81	27,1	33,18	23,89	47,2	
	0,078	p<=2	10,22	7,35	21	14	10,08	29,7	
	0,023	p<=3	2,93	2,11	14,1	3,78	2,72	15,4	
	0,006	p<=4	0,84	0,6	3,8	0,84	0,6	3,8	
<i>Indústria de Transformação de Produtos de Minerais Não-Metálicos</i>	0,307	p=0	**45,9	33,04	33,5	**82,21	59,19	68,5	7
	0,142	p<=1	19,2	13,83	27,1	36,32	26,15	47,2	
	0,072	p<=2	9,36	6,74	21	17,11	12,32	29,7	
	0,043	p<=3	5,51	3,97	14,1	7,74	5,58	15,4	
	0,017	p<=4	2,23	1,6	3,8	2,23	1,6	3,8	
<i>Indústria Metalúrgica</i>	0,334	p=0	**50,83	*36,6	33,5	**86,13	62,01	68,5	7
	0,140	p<=1	18,98	13,67	27,1	35,3	25,42	47,2	
	0,090	p<=2	11,88	8,55	21	16,32	11,75	29,7	
	0,033	p<=3	4,26	3,07	14,1	4,43	3,19	15,4	
	0,001	p<=4	0,17	0,12	3,8	0,17	0,12	3,8	
<i>Indústria Mecânica</i>	0,242	p=0	*34,74	25,01	33,5	*75,11	54,08	68,5	7
	0,180	p<=1	24,84	17,88	27,1	40,37	29,07	47,2	
	0,086	p<=2	11,26	8,104	21	15,53	11,18	29,7	
	0,033	p<=3	4,21	3,03	14,1	4,27	3,08	15,4	
	0,000	p<=4	0,05	0,04	3,8	0,05	0,04	3,8	
<i>Indústria de Material Elétrico e de Comunicações</i>	0,202	p=0	28,21	20,31	33,5	53,66	38,64	68,5	7
	0,089	p<=1	11,72	8,43	27,1	25,45	18,33	47,2	
	0,064	p<=2	8,33	6	21	13,74	9,89	29,7	
	0,038	p<=3	4,92	3,54	14,1	5,39	3,88	15,4	
	0,003	p<=4	0,47	0,34	3,8	0,47	0,34	3,8	
<i>Indústria de Material de Transportes</i>	0,305	p=0	**45,62	32,85	33,5	**86,2	62,06	68,5	7
	0,175	p<=1	24,09	17,35	27,1	40,58	29,22	47,2	
	0,062	p<=2	8,092	5,82	21	16,49	11,87	29,7	
	0,048	p<=3	6,18	4,44	14,1	8,39	6,04	15,4	
	0,017	p<=4	2,21	1,59	3,8	2,21	1,59	3,8	
<i>Indústria da Madeira</i>	0,251	p=0	32,68	22,56	33,5	64,44	44,48	68,5	7
	0,140	p<=1	17,13	11,83	27,1	31,76	21,93	47,2	
	0,076	p<=2	8,97	6,19	21	14,63	10,1	29,7	
	0,044	p<=3	5,12	3,53	14,1	5,65	3,9	15,4	
	0,004	p<=4	0,531	0,36	3,8	0,53	0,36	3,8	
<i>Indústria do Mobiliário</i>	0,234	p=0	30,25	20,88	33,5	58,54	40,41	68,5	7
	0,130	p<=1	15,79	10,9	27,1	28,29	19,53	47,2	
	0,068	p<=2	7,96	5,49	21	12,5	8,62	29,7	
	0,033	p<=3	3,85	2,66	14,1	4,53	3,13	15,4	
	0,005	p<=4	0,67	0,46	3,8	0,67	0,46	3,8	
<i>Indústria de Papel e Papelão</i>	0,274	p=0	*36,22	25	33,5	**82,53	56,97	68,5	7
	0,206	p<=1	26,09	18,01	27,1	46,31	31,97	47,2	
	0,127	p<=2	15,42	10,64	21	20,22	13,96	29,7	
	0,033	p<=3	3,89	2,68	14,1	4,8	3,31	15,4	
	0,008	p<=4	0,9	0,62	3,8	0,9	0,62	3,8	

* (**) denota rejeição da hipótese nula ao nível de significância 5% (1%)

Tabela III.1 - Resultados dos testes de Co-integração

Setores	Autovalores	Ho: posto=p	λ_{\max}	λ_{\max} ajustado	Valores críticos a 95%	$\lambda_{\text{traço}}$	$\lambda_{\text{traço}}$ ajustado	Continua	
								Valores críticos a 95%	Número de defasagens
Indústria de Borracha	0,310	p=0	**42,02	29	33,5	**84,48	58,31	68,5	7
	0,185	p<=1	23,15	15,98	27,1	42,46	29,31	47,2	
	0,117	p<=2	14,18	9,78	21	19,31	13,33	29,7	
	0,038	p<=3	4,38	3,02	14,1	5,13	3,54	15,4	
	0,006	p<=4	0,74	0,51	3,8	0,74	0,51	3,8	
Indústria de Couro e Peles	0,311	p=0	**42,2	29,13	33,5	**99,58	*68,74	68,5	7
	0,211	p<=1	26,9	18,56	27,1	**57,38	39,61	47,2	
	0,192	p<=2	*24,18	16,69	21	*30,49	21,04	29,7	
	0,053	p<=3	6,21	4,29	14,1	6,3	4,35	15,4	
	0,000	p<=4	0,08	0,05	3,8	0,08	0,05	3,8	
Indústria Química	0,420	p=0	**61,68	**42,58	33,5	**104,9	*72,39	68,5	7
	0,154	p<=1	18,95	13,08	27,1	43,19	29,81	47,2	
	0,128	p<=2	15,53	10,72	21	24,24	16,73	29,7	
	0,058	p<=3	6,81	4,7	14,1	8,7	6,01	15,4	
	0,016	p<=4	1,89	1,3	3,8	1,89	1,3	3,8	
Indústria Farmacêutica	0,264	p=0	*34,68	23,94	33,5	*75,11	51,85	68,5	7
	0,201	p<=1	25,44	17,56	27,1	40,44	27,91	47,2	
	0,070	p<=2	8,264	5,7	21	15	10,35	29,7	
	0,057	p<=3	6,651	4,59	14,1	6,73	4,64	15,4	
	0,000	p<=4	0,08	0,05	3,8	0,08	0,05	3,8	
Indústria de Perfumaria, Sabões e Velas	0,333	p=0	**45,86	31,65	33,5	**81,22	56,06	68,5	7
	0,140	p<=1	17,17	11,85	27,1	35,36	24,41	47,2	
	0,107	p<=2	12,79	8,83	21	18,19	12,56	29,7	
	0,042	p<=3	4,94	3,41	14,1	5,4	3,72	15,4	
	0,004	p<=4	0,45	0,31	3,8	0,45	0,31	3,8	
Indústria de Produtos de Matérias Plásticas	0,216	p=0	27,59	19,04	33,5	63,03	43,51	68,5	7
	0,125	p<=1	15,12	10,44	27,1	35,44	24,46	47,2	
	0,088	p<=2	10,47	7,23	21	20,32	14,03	29,7	
	0,072	p<=3	8,54	5,9	14,1	9,84	6,79	15,4	
	0,011	p<=4	1,29	0,89	3,8	1,29	0,89	3,8	
Indústria Têxtil	0,203	p=0	25,77	17,79	33,5	55	37,97	68,5	7
	0,110	p<=1	13,22	9,12	27,1	29,23	20,18	47,2	
	0,070	p<=2	8,29	5,72	21	16,01	11,05	29,7	
	0,046	p<=3	5,33	3,68	14,1	7,7	5,32	15,4	
	0,020	p<=4	2,37	1,64	3,8	2,37	1,64	3,8	
Indústria de Vestuários, Calçados e Artefatos de Tecidos	0,225	p=0	28,86	19,92	33,5	66,56	45,94	68,5	7
	0,168	p<=1	20,86	14,4	27,1	37,69	26,02	47,2	
	0,084	p<=2	9,93	6,85	21	16,84	11,62	29,7	
	0,039	p<=3	4,58	3,16	14,1	6,9	4,76	15,4	
	0,020	p<=4	2,31	1,6	3,8	2,31	1,6	3,8	
Indústria de Produtos Alimentares	0,406	p=0	**59,02	**40,74	33,5	**104	*71,81	68,5	7
	0,201	p<=1	25,43	17,55	27,1	45,01	31,07	47,2	
	0,125	p<=2	15,14	10,45	21	19,58	13,52	29,7	
	0,036	p<=3	4,18	2,88	14,1	4,43	3,06	15,4	
	0,002	p<=4	0,25	0,17	3,8	0,25	0,17	3,8	
Indústria de Bebidas	0,370	p=0	**52,22	*36,05	33,5	**123,2	**85,01	68,5	7
	0,266	p<=1	**35,04	24,18	27,1	**70,94	*48,97	47,2	
	0,180	p<=2	*22,44	15,49	21	*35,9	24,78	29,7	
	0,112	p<=3	13,46	9,28	14,1	13,46	9,29	15,4	
	0,000	p<=4	0,00	0,00	3,8	0,00	0,00	3,8	
Indústria do Fumo	0,217	p=0	27,67	19,1	33,5	57,74	39,86	68,5	7
	0,154	p<=1	18,98	13,1	27,1	30,08	20,76	47,2	
	0,058	p<=2	6,84	4,72	21	11,09	7,65	29,7	
	0,028	p<=3	3,3	2,28	14,1	4,24	2,93	15,4	
	0,008	p<=4	0,94	0,65	3,8	0,94	0,65	3,8	

* (**) denota rejeição da hipótese nula ao nível de significância 5% (1%)

Tabela III.1 - Resultados dos testes de Co-integração

Setores	Autovalores	Ho: posto=p	λ_{\max}	λ_{\max} ajustado	Valores críticos a 95%	$\lambda_{\text{traço}}$	$\lambda_{\text{traço}}$ ajustado	conclusão	
								Valores críticos a 95%	Número de defasagens
<i>Indústria Editorial e Gráfica</i>	0,163	p=0	20,21	15,2	27,1	44,04	33,13	47,2	7
	0,141	p<=1	17,31	13,02	21	23,83	17,93	29,7	
	0,032	p<=2	3,73	2,81	14,1	6,52	4,9	15,4	
	0,024	p<=3	2,78	2,09	3,8	2,78	2,09	3,8	
<i>Indústrias Diversas</i>	0,143	p=0	17,56	13,21	27,1	33,82	25,44	47,2	7
	0,086	p<=1	10,21	7,68	21	16,26	12,23	29,7	
	0,040	p<=2	4,66	3,5	14,1	6,04	4,55	15,4	
	0,012	p<=3	1,38	1,04	3,8	1,38	1,04	3,8	

* (**) denota rejeição da hipótese nula ao nível de significância 5% (1%)

Os valores críticos das estatísticas do traço e do “autovalor máximo”, que testam, respectivamente, a hipótese de existência de no máximo k vetores co-integrantes contra a alternativa de no máximo N vetores co-integrantes e a hipótese de existência de no máximo k vetores co-integrantes contra a alternativa de $k+1$ vetores co-integrantes, são ambos bastante sensíveis aos componentes presentes no termo determinista, é importante recordar.

No estudo que se segue, supõe-se que um resultado considerável implica que o vetor co-integrante apresente os sinais esperados nas relações de longo prazo. Por exemplo, quando o pessoal ocupado na produção se relacione positivamente com a produção física e com o nível de atividade industrial. Contrariamente, esta relação deve ser negativa com o custo do trabalho, bem como com o consumo de energia elétrica agregado.

Dito isso: dos vinte e quatro setores industriais analisados, quinze deles aceitaram a hipótese de co-integração ao nível de significância de 5%. Destes, doze acolhem a mesma proposição ao nível de 1%, tanto na estatística do traço como na do máximo autovalor. Ademais, três setores apresentam, segundo os testes, ao menos dois vetores co-integrantes. Sejam eles: a indústria mineral; a de couros e peles e a de bebidas. Por outro lado, esses dois últimos segmentos industriais – pela estatística do traço – levam a crer na existência de um terceiro vetor de co-integração.

A indústria geral aceita a hipótese de *ao menos um* vetor de co-integração ao nível de 5% nas duas estatísticas. A indústria de transformação, por sua vez, rejeita a hipótese nula de nenhum vetor de co-integração a 1% de significância, vale dizer: aceita a hipótese alternativa que é de – ao menos – um vetor co-integrante. Somem-se a esses, os setores de transformação de produtos de minerais não-metálicos; a indústria metalúrgica; a mecânica; de material de transportes; de papel e papelão; de borracha; química; farmacêutica; de perfumaria, sabões e velas; e, por

fim, a de produtos alimentares que também têm, de acordo com as estatísticas, ao menos um vetor de co-integração.

Os setores que, aos níveis usuais de significância, aceitam a hipótese nula de ausência de vetores de co-integração são: a indústria de material elétrico e de comunicações; a de madeira; a de mobiliário; a de produtos de matérias plásticas; a têxtil; a de vestuário, calçados e artefatos de tecido¹⁰; a do fumo; a editorial e gráfica; e, ao final, as indústrias diversas. Cabe observar, porém, que, no caso da indústria de madeira, o valor crítico é de 33,5 e a estatística do máximo autovalor encontrada é de 32,68. Por essa razão, este segmento também constará das equações com um MCE.

Os resultados da indústria de couros e peles, importante ressaltar, são de difícil interpretação, uma espécie de ambigüidade. Segundo o teste do autovalor, aceita-se a 1% de significância a hipótese do primeiro vetor de co-integração, rejeita-se a presença do segundo vetor co-integrante e, a 5% aceita-se um terceiro vetor. Porém, se a estatística escolhida for a do traço, aceitam-se três vetores de co-integração, sendo que os dois primeiros a 1% e o terceiro a 5% de significância.

No caso da indústria de bebidas: a estatísticas do traço e a do máximo autovalor abrigam a hipótese de três vetores de co-integração, ao nível de 1% de significância.

Sabe-se que, na presença de um vetor de co-integração, os coeficientes estimados são a única relação de longo prazo que é compartilhada entre as variáveis do modelo (MAGNUSSON, *op. cit.*). Seguem-se, na tabela abaixo, os valores dos vetores de co-integração estimados. A resolução foi normalizada pelo custo da mão-de-obra – folha de pagamento – que assumiu o valor igual a 1.

É importante chamar a atenção para o seguinte ponto: os resultados

¹⁰ Neste segmento, a estatística do traço observada foi de 66,56 e o valor crítico a 95% é de 68,5, portanto, muito próximos.

apresentados a seguir foram encontrados por meio dos procedimentos sugeridos por Johansen. Mesmo sendo amplamente utilizada e debatida, esta técnica ainda é fruto de algumas críticas. Excelente resumo delas pode ser extraído de (MADDALA; KIN, *op. cit.*, p. 173): “...*the major drawbacks of the Johansen procedure are: extreme sensitivity to departures from the underlying distributions of the error terms, tendency to find spurious cointegration [!], and high variance and high probability of producing outliers. By comparison, the least squares methods are more robust. This is not a new conclusion.*”

Tabela III.2 - Vetores de Co-integração (Matriz β')

continua					continua				
Folha de Pagamento	Pessoal Ocupado na Produção	Produção Física	Nível de Atividade	Consumo de Energia Elétrica	Folha de Pagamento	Pessoal Ocupado na Produção	Produção Física	Nível de Atividade	Consumo de Energia Elétrica
(Indústria Geral)					(Indústria de Couros e Peles)				
1.0000	0.69971	48.004	-35.894	-13.078	1.0000	-3.0792	1.4812	-3.1876	0.53993
2.2215	1.0000	0.75078	-3.9641	3.4611	0.20868	1.0000	-0.098135	-0.98052	1.8503
-2.0665	2.6266	1.0000	3.8616	1.6621	-0.85974	0.14840	1.0000	1.6371	1.0305
-1.7767	-4.7551	3.4204	1.0000	-19.439	-1.1693	1.0378	-0.61777	1.0000	-2.1015
-0.11007	0.41340	0.25954	-0.52838	1.0000	-7.7141	-0.036269	-0.23431	5.3999	1.0000
(Indústria Mineral)					(Indústria Química)				
1.0000	0.38443	0.44503	0.19289	0.29474	1.0000	0.80035	3.4857	-1.2122	0.43981
-0.35527	1.0000	0.92692	2.4365	0.81766	0.53671	1.0000	1.8329	-0.82932	0.031958
1.5463	-1.8190	1.0000	-3.8037	-0.030867	2.1104	-2.6407	1.0000	-3.8049	-2.3704
0.27402	-0.42002	1.9914	1.0000	-6.8849	-1.6437	-1.5472	2.6535	1.0000	-7.5131
-0.10651	0.22596	0.027466	-0.49877	1.0000	-0.12375	0.35321	-0.015719	-0.47521	1.0000
(Indústria de Transformação)					(Indústria Farmacêutica)				
1.0000	0.56109	-18.608	13.818	4.9630	1.0000	23.523	-6.8478	9.6993	7.7652
2.0697	1.0000	1.4629	-4.4767	3.2428	-0.17140	1.0000	0.58331	0.19450	0.10751
-0.97857	1.1048	1.0000	1.3588	0.52872	-13.652	-69.736	1.0000	1.3235	5.4608
-1.2200	-2.5075	1.8766	1.0000	-10.027	0.50374	-1.1155	0.30859	1.0000	-2.0944
-0.14630	0.43263	0.24579	-0.49406	1.0000	-0.45208	-1.7198	-0.030217	-0.22988	1.0000
(Indústria de Transformação de Produtos de Minerais Não-Metálicos)					(Indústria de Produtos de Matérias Plásticas)				
1.0000	1.7543	1.0576	-0.78208	2.1929	1.0000	52.865	90.703	-8.3129	-102.18
2.1576	1.0000	-3.2869	-0.26758	3.3337	0.21209	1.0000	-3.3473	-2.1372	5.4614
1.9115	-1.0635	1.0000	-4.4057	-0.26072	-1.0073	0.080595	1.0000	1.9323	-0.98365
1.3820	-3.3943	2.1903	1.0000	-9.1742	0.017712	0.87553	-1.3966	1.0000	2.5198
0.054633	0.25245	-0.40662	0.21738	1.0000	-0.50223	-0.076825	0.28498	-0.10080	1.0000
(Indústria Metalúrgica)					(Indústria Têxtil)				
1.0000	0.065216	53.537	-48.677	-10.869	1.0000	-1.9561	-1.0878	0.82100	3.2317
-2.4016	1.0000	-1.0200	7.4958	-2.5477	-1.4095	1.0000	-0.33607	1.3965	0.016342
0.14887	1.5150	1.0000	-1.8842	2.6169	0.87929	-3.4397	1.0000	5.0190	-10.731
-0.42950	-0.77547	0.52401	1.0000	-3.4142	1.4280	1.8027	-2.8510	1.0000	5.8042
-0.69308	0.69874	0.31633	-0.39983	1.0000	-1.9236	-0.14767	-2.3333	4.6540	1.0000
(Indústria Mecânica)					(Indústria de Vestuários, Calçados e Artefatos de Tecidos)				
1.0000	-0.23438	0.84660	-3.6145	1.4766	1.0000	-1.8500	1.7935	-0.99086	-2.1480
-0.12510	1.0000	-3.0607	4.8078	0.015322	-2.4409	1.0000	-2.0683	3.0407	-6.0769
0.39191	1.8504	1.0000	-1.1441	4.8956	-0.33328	-0.26820	1.0000	0.68248	-1.2609
0.23189	-0.46204	-0.28937	1.0000	-1.4434	12.825	-4.3138	-9.8311	1.0000	40.646
-0.051440	0.22532	0.11715	-0.48205	1.0000	-0.21606	0.19663	0.31177	-0.43467	1.0000
(Indústria de Material Elétrico e de Comunicações)					(Indústria de Produtos Alimentares)				
1.0000	0.29749	-1.2008	0.21159	2.0998	1.0000	8.9298	-26.284	11.206	1.0720
-0.19329	1.0000	-0.25055	0.90376	1.7227	-0.020912	1.0000	0.82031	0.41301	3.5176
-17.162	-15.679	1.0000	69.978	-72.103	-2.1884	0.84497	1.0000	3.6361	-4.1304
-0.49280	-0.11711	0.071408	1.0000	-1.6037	0.22375	-0.59092	0.18289	1.0000	-1.1432
-0.47467	0.37948	-0.058582	-0.078259	1.0000	-0.029706	0.25032	-0.14023	-0.23562	1.0000
(Indústria de Material de Transporte)					(Indústria de Bebidas)				
1.0000	2.9867	-4.0731	2.3381	9.5313	1.0000	-1.2599	-3.1091	-1.3601	2.1913
0.23698	1.0000	-0.15556	-2.0537	2.8653	-1.0971	1.0000	0.21170	2.8061	-1.6216
-0.65452	2.4889	1.0000	0.39247	1.5835	1.7849	3.1135	1.0000	0.034898	0.58333
-0.74552	-0.030021	0.35372	1.0000	-1.7672	1.3185	-0.60980	-1.7877	1.0000	1.6856
-0.18940	0.49411	0.079023	-0.31537	1.0000	-0.00043843	0.39146	-0.31399	-0.11386	1.0000
(Indústria da Madeira)					(Indústria do Fumo)				
1.0000	-4.0748	-16.050	-3.3136	-1.3655	1.0000	-1.3579	-2.9984	1.0695	0.68377
-0.66967	1.0000	-1.2764	0.61261	1.4617	0.40906	1.0000	-0.010019	-3.8451	5.3979
-1.7656	-4.6324	1.0000	7.4452	-9.5636	0.67864	-1.9334	1.0000	-1.4688	-3.2047
-0.65493	-0.30589	0.28645	1.0000	-1.6094	-0.25298	0.84908	0.054941	1.0000	1.8185
-0.42214	0.34005	0.075807	-0.32729	1.0000	1.2380	0.64093	-0.85373	0.11071	1.0000
(Indústria do Mobiliário)					(Indústria Editorial e Gráfica)				
1.0000	-3.7764	-1.6317	3.8796	-4.2428	1.0000	-8.7064	7.2138	-11.314	-6.7501
-1.6252	1.0000	0.64253	1.9689	-0.64485	-5.0788	1.0000	2.8262	-2.0522	-3.4577
-0.68313	-0.82514	1.0000	0.86081	-1.1091	-0.79772	4.9148	1.0000	2.9864	11.027
2.3643	2.0132	-2.9121	1.0000	2.8286	-0.16857	-0.16875	0.14502	1.0000	-0.96133
-0.10466	0.50878	-0.39703	-0.012536	1.0000	-0.32277	0.22849	-0.057199	-0.30062	1.0000
(Indústria do Papel e Papelão)					(Indústrias Diversas)				
1.0000	-1.6541	1.8844	-1.0912	-3.5805	1.0000	0.16201		-3.3330	1.7693
1.1069	1.0000	4.1437	-1.0868	-1.4245	-0.21875	1.0000		-0.035487	1.7588
-2.3337	-3.4196	1.0000	5.3171	-12.393	-0.25496	0.43954		1.0000	1.6633
0.72272	0.50862	-0.10334	1.0000	0.59754	-1.0821	-0.46319		-0.25377	1.0000
1.0307	0.45297	-1.6163	-0.64672	1.0000	(Indústrias Diversas)				
1.0000	-1.1967	3.4022	-2.8730	-2.6252	1.0000	1.3923		-1.3897	4.5734
-9.8272	1.0000	6.8181	6.4206	-13.004	-2.3756	1.0000		3.1533	-0.54038
0.38533	-1.2090	1.0000	-3.1420	-1.5444	-0.0066154	-0.26666		1.0000	-1.0722
-0.15218	-0.53854	0.059761	1.0000	-1.6002	-0.26254	0.26739		-0.048232	1.0000
-0.029649	0.25271	-0.28980	-0.046262	1.0000					
conclusão					conclusão				

Por ocasião dos vetores de co-integração, pode-se estimar os coeficientes do vetor de correção de erros VCE (equação III.12) e obterem-se os parâmetros de longo prazo da demanda por trabalho. É fundamental que se leve em conta, sem recorrer à “ignorância oportunista”, que alguns coeficientes das equações foram omitidos. Essa supressão ocorreu após a realização de testes de restrições sobre os coeficientes do modelo e posterior comparação com os critérios generalizados de informação *AKAIKE* e *SCHWARZ* dos sistemas restritos e irrestritos. Paralelamente, por uma questão de espaço, algumas defasagens, utilizadas nos modelos representativos, também foram preteridas. Complementarmente, a estatística *DW* também norteará a escolha do modelo.

Partiu-se de um procedimento geral para o particular, conforme sugerem (CAMPBELL; PERRON, *op. cit.*), que consiste em estimar a equação utilizando uma defasagem relativamente grande e, diante das estatísticas *t* e/ou por meio de algum critério de informação, eliminando-as, uma a uma. A maior vantagem deste método, talvez seja o fato de que ao extraírem-se defasagens ganham-se graus de liberdades.

Teoricamente, os sinais esperados dos coeficientes são: positivo para a elasticidade de produção física, visto que aumentos na produção devem ser acompanhados de elevação de contratação de trabalhadores; negativo para a elasticidade de custo de trabalho, já que seria mais interessante ao empresário contratar capital no lugar de mão-de-obra; positivo também para o nível de atividade (que fará parte de todas as equações, definido por *DLNX72*); e, por fim, negativo quanto ao consumo de energia elétrica (demarcado nas equações por *DLNX73*), tendo em vista que esta é complementar ao capital, o qual, por sua vez, é substituto de trabalho. Ao mesmo tempo, uma constante (*C*) foi introduzida em cada equação.

Tabela III.3 - Matriz de Coeficientes de Ajustamento (Matriz α)

continua					continua					conclusão							
INDÚSTRIA GERAL					MADEIRA					PRODUTOS DE MATÉRIAS PLÁSTICAS							
1rx01	-0.0041458	0.037124	0.0094916	0.0042806	-0.021453	1rx09	-0.00083414	-0.011608	-0.00035382	0.15652	-0.022944	1rx17	0.079986	0.064761	0.022549	-0.016772	-0.0081204
1rx25	-0.0001372	-0.0041272	-0.0047969	0.00086501	0.00064322	1rx33	-0.00036498	-0.064404	0.0026841	0.018886	0.0070684	1rx41	0.059701	-0.0024069	-0.0054808	-0.0022470	0.0036609
1rx49	0.0072146	0.025326	-0.021552	-0.0011024	-0.041444	1rx57	0.039965	-0.033908	-0.0013246	0.027952	-0.0069088	1rx65	0.085979	-0.040026	0.015000	0.029016	-0.0040153
1rx72	0.027054	0.038394	-0.025169	0.0012585	-0.0023574	1rx72	0.015758	-0.18826	-0.0049798	-0.022809	-0.026952	1rx72	0.051024	-0.058560	-0.018490	0.0076902	-0.0090818
1rx73	0.0082293	-0.013207	0.0063171	0.0010078	-0.035924	1rx73	0.0010928	-0.010319	0.0074944	-0.0068564	-0.013340	1rx73	0.013309	-0.031467	0.0070384	-0.0079766	-0.00097586
INDÚSTRIA MINERAL					MOBILIÁRIO					TÊXTIL							
1rx02	-0.61352	-0.057532	-0.014478	-0.041066	0.0051030	1rx10	0.059472	0.085702	0.094663	-0.0089272	0.0020009	1rx18	-0.035989	-0.018519	0.084416	-0.0018743	-0.064104
1rx26	-0.031150	0.00075958	0.0050627	0.0011185	0.0085927	1rx34	0.013367	-0.027070	0.042555	-0.0047806	0.0086617	1rx42	0.033838	0.014090	-0.010783	-0.00036261	0.0093384
1rx50	-0.080478	0.066046	0.032535	-0.082769	-0.026022	1rx58	0.13782	-0.058942	-0.12261	-0.011513	-0.028672	1rx66	0.040020	0.051503	-0.16315	-0.00045303	-0.071792
1rx72	-0.038360	-0.10656	0.013115	0.023624	-0.015428	1rx72	-0.0051321	-0.0041794	-0.048597	-0.017265	-0.054405	1rx72	0.21383	-0.013397	-0.16952	-7.0482e-005	-0.032896
1rx73	-0.054981	0.018228	0.0032327	0.021950	-0.0070573	1rx73	0.00070413	-0.013385	0.0099530	0.0043359	-0.030180	1rx73	0.083266	0.0037566	0.037487	0.00043045	-0.025892
INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO					PAPEL E PAPELÃO					VESTUÁRIOS, CALÇADOS E ARTEFATOS DE TECIDOS							
1rx03	0.013910	0.037896	0.018479	0.0084585	-0.012823	1rx11	-0.047783	0.039539	0.038741	-0.020600	-0.0010854	1rx19	-0.0099295	0.043667	0.024129	-0.033491	-0.14218
1rx27	-0.0024434	-0.0038380	-0.010415	0.0017449	0.0024793	1rx35	-0.0094486	0.0041818	-0.0014036	-0.0075522	-0.0041279	1rx43	-0.0047135	-0.025789	-0.0038057	-0.010254	0.0022771
1rx51	-0.022332	0.023308	-0.050861	-0.00095912	-0.048163	1rx59	0.061383	-0.10580	-0.0022673	-0.015640	0.0020820	1rx67	0.016749	-0.079801	-0.018474	-0.045539	-0.14555
1rx72	-0.090410	0.036649	-0.047297	0.00048557	-0.021637	1rx72	0.18166	0.061849	-0.0071246	-0.047771	0.0034384	1rx72	-0.00015829	-0.028066	-0.055316	-0.0023757	-0.15918
1rx73	-0.021330	-0.012508	0.017350	0.0024645	-0.036049	1rx73	0.10475	-0.015577	0.0037200	0.0015319	-0.0034802	1rx73	-0.0026188	-0.015254	0.00039770	0.019226	-0.066054
TRANSFORMAÇÃO DE PRODUTOS DE MINERAIS NÃO-METÁLICOS					BORRACHA					PRODUTOS ALIMENTARES							
1rx04	-0.11659	0.022440	-0.015888	-0.0098832	-0.071876	1rx12	0.072850	0.036447	-0.027522	-0.049398	-0.21421	1rx20	-0.036933	0.074471	0.018291	-0.011198	-0.025709
1rx28	-0.043742	-0.022093	-0.0031505	-0.0028620	0.00069874	1rx36	0.018789	0.0073465	0.018082	0.012724	0.023113	1rx44	-0.043817	0.010867	-0.014112	0.00082998	-0.0059554
1rx52	-0.14915	0.020380	0.0038949	0.0049524	0.027510	1rx60	-0.19125	-0.0066683	0.092057	-0.020575	-0.18582	1rx68	0.20080	-0.014124	-0.0082413	0.013644	-0.027473
1rx72	-0.10141	0.013012	0.051242	-0.010619	-0.027778	1rx72	0.13114	-0.0062841	0.037305	-0.034551	-0.14017	1rx72	0.23322	-0.090831	-0.019659	-0.0094702	-0.043330
1rx73	-0.012563	-0.014429	0.0069214	0.0067301	-0.033940	1rx73	0.026170	-0.00012980	0.0028363	0.021012	-0.060309	1rx73	-0.11280	-0.036699	0.0087985	0.0016760	-0.016730
METALÚRGICA					COURO E PELES					BEBIDAS							
1rx05	-0.0053701	-0.013795	0.045269	0.050585	0.0031329	1rx13	-0.078363	-0.18752	0.062543	0.029392	0.00096962	1rx21	-0.086715	-0.067767	0.013950	-0.12903	-0.00031926
1rx29	0.0012905	-0.0036441	-0.028804	0.0051963	0.0017298	1rx37	0.045791	-0.15491	0.0070441	0.0062343	0.00010165	1rx45	-0.018823	-0.036650	0.0017726	0.0080635	0.00024231
1rx53	-0.00073648	-0.0038069	-0.039603	0.0052276	-0.0055940	1rx61	0.070749	0.054564	-0.12840	0.024891	0.00055939	1rx69	0.18341	-0.094849	0.17746	-0.031329	7.8216e-005
1rx72	0.020588	-0.026750	-0.0094590	0.022379	-0.0092257	1rx72	0.088123	-0.010975	-0.031635	-0.022649	0.0010829	1rx72	0.036044	0.064088	0.077049	-0.071466	0.00057304
1rx73	-0.0019071	0.012026	-0.0086090	0.0078308	-0.0069960	1rx73	-0.028814	-0.12527	-0.043800	-0.0071820	0.00013401	1rx73	-0.036334	0.012069	0.053332	0.0036831	-3.9543e-006
MECÂNICA					QUÍMICA					FUMO							
1rx06	0.019741	0.085886	0.0041285	-0.073033	-0.030674	1rx14	-0.15752	-0.068923	-0.00025369	0.020355	-0.018059	1rx22	-0.030141	0.076728	-0.013647	0.022114	0.013050
1rx30	0.00059556	-0.012059	-0.010101	-0.032103	0.0024903	1rx38	0.012593	-0.039858	-0.0039257	0.0070034	0.027939	1rx46	-0.0077629	-0.0041944	-0.016208	0.0086023	-0.048905
1rx54	0.19898	0.016145	-0.049318	0.054373	-0.026834	1rx62	-0.030695	-0.35176	0.050920	-0.035010	-0.016942	1rx70	-0.051031	-0.057226	-0.015853	-0.15971	0.016983
1rx72	0.21353	-0.069972	-0.012998	0.0032875	-0.011139	1rx72	0.015544	-0.043582	0.064124	0.016264	0.043921	1rx72	0.015139	-7.5570e-005	-0.0060883	-0.051868	0.017416
1rx73	-0.071619	-0.015809	-0.0030292	0.0039534	-0.016244	1rx73	0.036104	-0.058257	0.0067866	0.010811	-0.018499	1rx73	0.00043496	-0.0031930	-0.0032761	0.013359	0.010321
MATERIAL ELÉTRICO E DE COMUNICAÇÕES					FARMACÊUTICA					EDITORIAL E GRÁFICA							
1rx07	-0.055898	-0.021259	-0.0022533	0.11154	0.019685	1rx15	-0.019919	0.017768	0.0059199	-0.028938	0.025658	1rx23	-0.10862	0.035015	-0.042513	-0.0081319	
1rx31	-0.0019226	-0.038522	0.00082926	0.0049716	0.0023926	1rx39	-0.00041235	0.0080499	0.0017289	0.0084856	-0.0028824	1rx47	-0.017875	-0.044045	0.0025639	0.00077237	
1rx55	0.042356	-0.11219	-0.00032452	0.065203	-0.034376	1rx63	0.041636	-0.32314	0.0040026	0.024659	0.029335	1rx72	0.037657	-0.19795	-0.033114	-0.012688	
1rx72	-0.20083	-0.10850	-0.0015385	-0.011432	-0.0054470	1rx72	-0.0080146	-0.37212	-0.00068047	0.015790	0.0054339	1rx73	0.011317	-0.043403	-0.0050113	-0.014557	
1rx73	-0.12277	0.0047934	0.00058128	0.017655	-0.0034928	1rx73	-0.0047686	-0.018660	-0.0022271	0.024009	0.0051317						
MATERIAL DE TRANSPORTE					PERFUMARIA, SABÕES E VELAS					DIVERSAS							
1rx08	-0.057114	0.13335	0.013672	0.12312	0.039081	1rx16	-0.0021027	-0.012306	0.18617	-0.029131	-0.021190	1rx24	0.055686	0.047836	-0.038789	-0.10211	
1rx32	-0.0055565	-0.0051311	-0.0087692	0.0093349	0.014436	1rx40	-0.0016335	-0.045064	-0.0070240	0.0042844	-0.0057906	1rx48	-0.046713	0.010478	-0.0053111	-0.011767	
1rx56	0.026640	0.25399	-0.030900	-0.027141	-0.35659	1rx72	-0.0020282	-0.017955	-0.068964	0.035769	-0.068961	1rx72	-0.025824	-0.041939	-0.096502	-0.062714	
1rx72	-0.11547	0.061374	-0.0080642	-0.022790	-0.11109	1rx72	-0.0028447	0.015208	-0.080552	-0.026397	-0.022356	1rx73	-0.0064422	-0.018361	0.023303	-0.037003	
1rx73	-0.0064016	-0.037786	0.0029204	0.021761	-0.072821	1rx73	0.0015625	-0.022324	-0.017639	-0.0054008	-0.010447						

Essa investigação, dar-se-á a partir da Tabela III.4 que consta da Seção III-4 e que traz, junto aos coeficientes estimados, as relações de longo prazo (MCE) definidas por meio de procedimento idêntico ao aventado por Johansen. Outrossim, a “bondade” do ajuste (R^2) e os critérios de seleção que orientaram nas escolhas das defasagens e, portanto, as simplificações dos modelos, constam na parte inferior dos resultados.

III-4: Equações dos agregados industriais com relações de longo prazo

A partir dos resultados da Tabela III.2, cuja primeira linha da (Matriz β') implica uma relação de longo prazo, pode-se encontrar o MCE representativo. Por exemplo, os coeficientes do consumo de energia elétrica, da produção física e do custo da mão-de-obra aparecem com os sinais esperados, mas o inerente ao nível de atividade está contra intuitivo. Em particular, para a Indústria Geral, o vetor co-integrante significativo implicaria na seguinte relação de longo prazo para a demanda por mão-de-obra:

$$MCHIG = LNX01 + 0.6997 * LNX25 + 48.044 * LNX49 - 35.894 * LNX72 - 13.078 * LNX73 \quad (III.14)$$

Por outro lado, cada linha da matriz α , ou matriz de ajustamento organizada na página 99, mostra o conjunto de pesos com que os k vetores co-integrantes individuais aparecem na respectiva equação. Assim, a primeira linha de α traz o conjunto de pesos com que tais vetores co-integrantes comparecem na primeira equação. Finalmente, cada coluna de α exhibe o conjunto de pesos com que um vetor co-integrante particular aparece nas N equações. Ilustrando, a primeira coluna de α expõe o conjunto de pesos com que o primeiro vetor co-integrante aparece nas N equações.

Tabela III.4 - Vetores de Correção de Erros e Coeficientes de Elasticidades

Coeficientes (maior) significância* (Estatística t)	Resultado por Ramo da Indústria							
	Geral	Extrativa Mineral	Transformação	Transf. Min. ñ-Metálicos	Metalúrgica	Mecânica	Mat. Elét. Comunicação	Fumo
Constante	0,013241	0,030764	0,115335	-0,741335	0,130579	0,014769	-0,004967	-0,014603
Produto	0,108037	0,029677	0,059060	0,059932	-0,143196	0,069004	0,058258	0,149037
Custo Mão-de-obra	-0,047499	-0,042388	0,054306	-0,104752	0,107124	0,091234	-0,065402	0,236982
Emprego	0,412020	0,325185	0,451577	-0,222553	-0,242128	0,270765	0,338151	-0,328807
Energia	0,054972	0,149733	0,073115	-0,145984	0,105665	0,063379	-0,210909	0,893348
Atividade	0,031964	-0,056961	-0,058559	0,074892	0,115806	0,036014	0,059782	0,149004
MCE1	0,00029	0,025629	-0,003979	0,061471	0,001951	-0,004606	-	-
MCE2	-	-	-	-0,028678	-	-	-	-
MCE3	-	-	-	-0,010893	-	-	-	-
R2 (ajustado)	0,77	0,31	0,79	0,53	0,58	0,34	0,44	0,83
DW	2,11	2,00	2,19	1,93	1,85	2,19	2,19	2,00
Coeficientes (maior) significância* (Estatística t)	Material Transporte	Madeira	Mobiliário	Papel Papelão	Borracha	Couros e Peles	Química	Editorial Gráfica
Constante	0,516420	-0,469955	-0,000605	-0,393078	-0,502858	-0,547298	-0,323731	-0,003242
Produto	0,231963	-0,056032	0,059422	-0,163045	0,489200	0,264806	-0,285702	-
Custo Mão-de-obra	-0,037112	0,167774	0,162105	0,107946	0,129682	0,157049	-0,132263	-0,045348
Emprego	-0,173787	-0,158780	0,229120	0,215649	0,318987	-0,465337	-0,387810	0,229256
Energia	-0,591983	0,238417	-0,102711	-0,212089	-0,335017	0,218240	0,161946	0,131055
Atividade	0,073102	0,078721	-0,056692	0,065371	0,073635	-0,135344	0,157656	0,046240
MCE1	-0,048278	-0,117339	-	0,066082	-0,144964	-0,161542	-0,061222	-
MCE2	-	-	-	-	-	0,093468	-	-
MCE3	-	-	-	-	-	-0,033986	-	-
R2 (ajustado)	0,73	0,75	0,52	0,51	0,52	0,78	0,70	0,29
DW	2,04	1,96	1,99	2,18	2,37	1,95	2,02	1,89
Coeficientes (maior) significância* (Estatística t)	Farmacêutica	Perfumaria, Sabões e Velas	Matérias Plásticas	Têxtil	Vestuário, Calçados e Art. Tecidos	Alimentares	Bebidas	Diversas
Constante	-0,027610	-0,365444	-0,002213	-0,004253	-0,004108	-0,103296	-0,015192	-0,000697
Produto	0,240042	0,178672	0,108732	0,070750	0,061731	-0,182726	-0,064177	-
Custo Mão-de-obra	-0,045752	0,021195	0,082407	0,076306	-0,099972	0,089575	-0,040534	-0,098600
Emprego	-0,841111	0,305550	0,145451	0,073961	0,213743	0,243377	-0,345426	0,351683
Energia	-0,251325	0,138546	-0,114755	0,232965	-0,278821	-0,171853	0,186916	-0,331500
Atividade	-0,341033	-0,075754	0,051770	0,102515	0,087514	0,064526	-0,123011	0,171055
MCE1	0,039517	-0,001245	-	-	-	-0,051894	-0,025261	-
MCE2	-	-	-	-	-	-	-0,022803	-
MCE3	-	-	-	-	-	-	-0,020573	-
R2 (ajustado)	0,87	0,43	0,33	0,74	0,65	0,66	0,62	0,54
DW	2,05	2,10	1,83	1,99	1,99	1,81	2,02	2,00

A variável explicada nas equações é o nível de emprego (Pessoal Ocupado Produção). Os coeficientes captam as elasticidades de curto prazo de cada um dos setores – com as defasagens mais significativas. O vetor de correção de erros está denotado pela inclusão de variáveis iniciadas em MCE; os números que seguem esta denominação correspondem quantos vetores co-integrantes foram sugeridos pelo procedimento popularizado por (JOHANSEN, *op. cit.*); e as letras finais buscam referendar o agregado industrial ao qual o modelo de correção de erros foi aplicado. A título de ilustração, a designação MCE1IG significa que: foi encontrado vetor co-integrante, apenas 1, no caso da Indústria Geral.

Os coeficientes da elasticidade do próprio salário têm, na Indústria Geral, os sinais esperados, bem como o da produção física e o relativo ao nível de atividade. Entretanto, os coeficientes inerentes ao consumo de energia elétrica – *a priori* negativos – aparecem de maneira contra-intuitiva. O vetor de correção de erros (VCE) contribui bastante para o razoável ajuste do modelo, pois o R^2 ajustado foi de 0.77 e a estatística de *Durbin-Watson* encontrada atingiu 2.11. Contudo, o coeficiente do MCE é, basicamente, zero. Por último, a velocidade de ajustamento é compatível com o termo presente na matriz α .

A Indústria Mineral traz os coeficientes da elasticidade do próprio salário, mais uma vez, com os sinais esperados. Adicionalmente, a produção física e o nível de atividade também os têm. Por outro lado, o consumo de energia elétrica – substituto de trabalho segundo a teoria – mostra um sinal de relação direta e não inversa. Quanto aos vetores de correção de erros, neste caso, o primeiro contribui de forma mais importante do que o segundo, de acordo com a estatística t . Porém, a retirada deste último diminui, ainda mais, o reduzido ajuste do modelo, pois o R^2 ajustado ficou em 0.34, mesmo com a estatística de *DW* em 1.97. Explicação provável seria a de que, conforme lembra (NAKANE, *op. cit.*, p. 95), a presença de

mais de um vetor co-integrante poderia indicar que o modelo possuía variáveis $I(2)$. Diante disso, seu tratamento e investigação levariam a pesquisa para além de seu escopo.

No caso da Indústria de Transformação, o coeficiente relativo ao custo de mão-de-obra não está como o aguardado, inclusive com a estatística t expressiva. Em se tratando das outras variáveis, os sinais foram os esperados; inclusive o de energia elétrica com maior defasagem. O adequação do modelo foi de 0.79, pela observação do R^2 ajustado, e a estatística DW está no entorno de 2. O vetor co-integrante, destarte, é altamente representativo segundo a estatística t . Economicamente, isso pode representar que os agentes buscam corrigir os desvios da relação de equilíbrio verificados no instante anterior, a cada período seguinte.

No que tange à Indústria de Transformação de produtos de minerais não-metálicos, nota-se que os coeficientes relativos ao custo do trabalho, ao nível de atividade, ao consumo de energia elétrica e à produção física estão em conformidade com a teoria. Mas, neste caso, o nível de pessoal mostra, de forma contra-intuitiva, um sinal negativo e estatisticamente significativo. O ajuste do modelo foi de 0.53, com a estatística DW em 1.93, mas com o VCE apresentando uma estatística t bastante importante, sobretudo sem defasagem.

Com um único e, por certo, significativo VCE, a Indústria Metalúrgica ostenta sinais contraditórios, sob o ponto de vista econômico. A estatística t do vetor é de 5.71, maior do que em vários outros setores, porém o ajuste ficou em 0.58, em parte talvez explicado pela estatística DW em 1.85. Para este ramo da indústria, as ações governamentais por certo contribuíram para a turbulência dos dados e, dentro do período em análise, há que se notar, o Estado promoveu algumas ingerências, como a introdução do conceito de “carro popular”, por exemplo.

Para a Indústria Mecânica, o R^2 ajustado ficou relativamente baixo e os

coeficientes, mesmo estatisticamente significativos, foram conflitantes. Por exemplo, com seis defasagens o custo do trabalho influencia negativamente no nível de emprego. Mas, se o número de defasagens for de onze, o coeficiente traz sinal positivo. Quanto ao VCE, não estaria presente aos níveis de significância usuais, mas sua supressão diminui, em muito, o $R^2_{ajustado}$.

Com a estatística t em $|8.41|$, fortalecendo a idéia de que os agentes busquem corrigir os desvios de longo prazo em cada período imediatamente posterior, a Indústria de Material de Transporte apresenta os coeficientes com os sinais esperados. Ademais, o ajuste pode ser medido pelo valor de 0.73 do $R^2_{ajustado}$, além da estatística DW estar em 2.04, portanto próxima de seu valor referência.

Não obstante, o setor da Indústria de Madeira apresenta um $R^2_{ajustado}$ de 0.75, a estatística DW também próxima ao valor 2 (1.96) e o VCE, inclusive defasado, significativo. Complementarmente, os coeficientes de pessoal ocupado na produção, produção física e custo da mão-de-obra – em sua mais alta estatística t , têm sinais contrários aos esperados. O nível de atividade, por exemplo, com duas defasagens é positivo – em concordância com a teoria – mas, se o número for de onze períodos passados, o sinal é negativo e, em ambos os casos, expressivos aos níveis usuais. Somente no caso do consumo de energia elétrica, independentemente da defasagem, o sinal é o aguardado.

Tendo o VCE amplamente significativo, inclusive com uma defasagem, a Indústria de Papel e Papelão registrou os sinais esperados em relação ao consumo de energia elétrica, como também das séries relativas à produção física e ao nível de atividade. Todavia, o custo da mão-de-obra e o próprio pessoal ocupado apresentam sinais de difícil interpretação econômica. Por outro lado, o $R^2_{ajustado}$ ficou em 0.51 e a estatística DW em 2.18. Nesse setor, as ponderações presentes são superiores às

defasagens, indicando que as decisões das firmas são tomadas considerando principalmente as expectativas presentes de produção e custo.

Os sinais dos coeficientes do setor de Borracha, à exceção do custo do trabalho, estão em conformidade com a teoria e com os níveis de significância elevados. O VCE, cuja estatística t está acima de sete em módulo, demonstra ser representativo para o ajuste do modelo que, medido pelo R^2 ajustado ficou em 0.52. Além disso, a estatística DW assinalou 2.37.

Note-se que no setor de couros e peles há três vetores de correção de erros acentuadamente significativos. O R^2 ajustado, por sua vez, foi de 0.78 e a estatística DW de 1.95. Os coeficientes foram conflitantes. Se, por um lado, o consumo de energia elétrica, pessoal ocupado na produção e produção física têm os sinais previstos, por outro, tanto o custo da mão-de-obra quanto o nível de atividade apresentam-se de forma contra-intuitiva.

Analisando os resultados da Indústria Química, observa-se que o VCE, vez mais, é deveras significativo para o modelo. No que tange ao R^2 ajustado, o valor encontrado foi de 0.70. A estatística DW , por seu turno, ficou especialmente próxima ao seu valor de referência. Neste segmento, os coeficientes contradizem os resultados teóricos, exceção ao custo da mão-de-obra que têm sinal negativo, indicando que maiores (menores) dispêndios reduzem (ampliam) os postos de trabalho.

Os resultados da Indústria Farmacêutica foram importantes, pelo lado do R^2 ajustado, pois este ficou em 0.87, bem como a estatística DW em 2.05. O VCE, segundo a estatística t , é altamente significativo. Tendo em vista os coeficientes, aqueles relativos à produção física e nível de produtividade, os sinais foram diferentes aos esperados – a elasticidade emprego-produto apresentou sinal negativo, o que é contra-intuitivo economicamente, o que equivale a afirmar: aumento de

produção concomitantemente à queda do emprego – mas no caso da energia elétrica e do custo de trabalho denotaram uma relação inversa quanto ao nível de emprego. O resultado $R^2_{ajustado}$ aponta o poder explicativo das variáveis do modelo – já simplificado. Entretanto, o seu valor próximo à unidade também pode ser um indicador de regressões espúrias, como discutido anteriormente.

O ajuste do setor de Perfumaria, Sabões e Velas não foi dos melhores, em comparação com outros segmentos investigados, a despeito da estatística DW estar próxima de seu índice de referência. O VCE, porém, contribuiu para a melhora do ajuste. Outrossim, os sinais dos coeficientes concernentes à energia elétrica, à produção física e ao custo da mão-de-obra foram os sugeridos pela teoria. No entanto, aqueles com respeito pessoal ocupado na produção e ao nível de atividade, contrariamente ao aguardado, têm sinais negativos.

Em referência à Indústria de Produtos Alimentares, os coeficientes inerentes à produção física e ao custo do trabalho trazem sinais contra-intuitivos. Diferentemente, as séries: pessoal ocupado e energia elétrica apresentaram os sinais aguardados. O $R^2_{ajustado}$, por sua vez, foi de 0.66 e a estatística DW de 1.87. Some-se a isso, o VCE, de acordo com a estatística t , denota que, economicamente, os agentes – também nesse setor – buscam corrigir as relações de longo prazo, no período subsequente.

Por fim, a Indústria de Bebidas – que também apresenta três vetores de correção de erros significativos aos níveis usuais – tem os coeficientes apenas parcialmente com sinais esperados. Concorrem com sinais negativos, por exemplo, a produção física e o nível de atividade, o que é de difícil explicação econômica. Porém, o consumo de energia elétrica e pessoal ocupado têm sinais amparados pela teoria. O $R^2_{ajustado}$ é de 0.62 e a estatística DW é de 2.05. Chama a atenção, neste segmento, as elevadas defasagens da variável consumo de energia elétrica.

Resumindo: a elasticidade de demanda por trabalho entre os setores varia muito. Isso leva a crer que as indústrias não devem reagir uniformemente frente às alterações. Naqueles intensivos em mão-de-obra, por exemplo, Produtos Alimentares e Bebidas, os aumentos nos custos relativos ao trabalho são tratados de maneira pouco sensível pela indústria. No entanto, em agregados industriais, os quais sejam considerados capital-intensivos, tais como: o Metalúrgico, o de Material de Transporte, o de Borracha, o Químico e o Farmacêutico as respostas às variações dos custos com pessoal são muito mais rápidas e em magnitude maior.

De modo geral, os resultados revelados nas equações de emprego extraídas do VCE não são plenamente satisfatórios. Apesar de difícil argumentação sob o ponto de vista econômico, esses também fizeram parte dos obtidos por outros pesquisadores e podem ser verificados nas obras de referência. Sinais negativos das elasticidades produto do emprego foram alcançados em parte dos agregados industriais. Concomitantemente, as constantes nas equações sugerem a presença de tendência linear nos níveis das variáveis.

Sinteticamente, este Capítulo procurou apresentar a análise multivariada das séries, os testes de co-integração, a análise das matrizes de ajustamento do vetor de correção de erros (VCE), bem como a forma com que o modelo de correção de erros (MCE) auxilia na interpretação das relações de longo prazo e, por último, sua aplicação empírica em vários agregados industriais brasileiros.

Considerações Finais e Conclusão

Esta dissertação teve a preocupação de investigar a demanda por mão-de-obra no setor industrial brasileiro, entre 1990 e 2000. Trabalhos estudando a demanda por mão-de-obra não são recentes na literatura. Todavia, um número ainda reduzido deles tem pautado pela inserção de alguns atributos da econometria de séries temporais, para alicerçar os resultados empíricos.

Diante desta constatação, procurou-se apresentar a literatura recorrente que pesquisa as relações de trabalho, alvo do Capítulo 1, com o propósito de destacar o cenário, a evolução acerca do tema e os avanços econométricos para se obterem os parâmetros da demanda. A referência central, desta parte da dissertação, é, indubitavelmente, o livro de (HAMERMESH, 1993), que estabeleceu o arcabouço conceitual apropriado para nortear o restante da pesquisa. Desta maneira, fica clarividente que o estudioso pode, a seu intento, focar seu trabalho a vários assuntos relativos à demanda por mão-de-obra. A conclusão que se pode chegar é a de que ainda há muito a ser explorado com referência à demanda por trabalho.

A análise gráfica das séries, por sua vez, é realizada no Capítulo 2. Além disso, por meio do referencial teórico, foi verificado que, para resultados apropriados, as séries em estudo devem ser estacionárias. Por essa razão, neste Capítulo também foram estudados os testes recorrentes para averiguar estacionariedade das séries. Dada a importância deste conceito para o restante do trabalho, enfatizou-se três destes testes. O primeiro: convenientemente chamado de teste do correlograma, o segundo teste *ADF* e, por fim, o *PP*. Pôde-se notar, adicionalmente, que as séries em estudo apresentam o comportamento esperado da maioria das séries econômicas, conforme avança (ENDERS, 1995), base teórica desta parcela do estudo. Mesmo com relação

ao grupo de testes praticado, vale uma advertência: é recomendada cautela em sua interpretação, em decorrência do baixo poder de alguns deles.

No Capítulo 3, a investigação foi rumo à parte empírica. Porém, antes disso, conceituou-se o exame de co-integração, sobretudo, conforme fora proposto por (JOHANSEN, 1996), obra que amparou este ponto da dissertação. Tratou-se, inicialmente, de investigar o fenômeno da co-integração quanto à sua ordem e depois os testes – do traço e do máximo autovalor – que serviram para verificar o número de vetores co-integrantes em cada um dos conjuntos de variáveis. Diante do apurado, lançou-se mão do vetor de correção de erros para a análise das relações de longo prazo, por ele representado. Nas equações propostas, os resultados não foram plenamente satisfatórios. Alguns coeficientes, paradoxalmente, trouxeram sinais contrários aos que indica a teoria. Parte dos setores, mesmo que diminuta, não se ajustaram adequadamente. Outrossim, em todos eles o modelo de correção de erros mostrou-se bastante robusto, sobretudo sob a ótica da estatística t .

Reavaliando as elasticidades apuradas, nota-se que as indústrias de maior sensibilidade ao custo do trabalho são aquelas intensivas em capital. Isto é, quando há alterações no preço da mão-de-obra estes agregados respondem em magnitude maior e mais rapidamente do que os setores cujo trabalho seja intensivo.

No limite, não só essa questão teórica, mas problemas relacionados à escolha de métodos econométricos adequados, dificultam a estimação dos parâmetros. Esse trabalho empenhou-se em superar alguns desses problemas. No entanto, nem todas as questões levantadas foram plenamente respondidas, o que recomenda a necessidade de aprofundamento dos estudos e a obtenção de variáveis empíricas mais apropriadas, a fim de que se encontrem resultados estatisticamente confiáveis e economicamente inteligíveis. Alguns dos resultados e testes estabelecidos são ainda tentativas heurísticas. Por essa razão, o propósito não é, sobremaneira, o de apresentar resultados dogmáticos.

Referências Bibliográficas

- [1] AVELINO, R. R. G. **Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo**. Dissertação de mestrado. FEA/USP. São Paulo 2001.
- [2] BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Banco de dados: Séries Temporais**. Disponível: <http://www.bcb.gov.br/mPag.asp?perfil=1&cod=559&codP=766&idioma=P>> Acesso em: 03 set. 2002.
- [3] BARROS, R. P.; CORSEUIL, C. H.; BAHIA, M. *Labor market regulations and the duration of employment in Brazil*. **Texto para discussão 676**. IPEA. Rio de Janeiro, out, 1999.
- [4] BARROS, R. P.; CORSEUIL, C. H.; GONZAGA, B. *Labor market regulations and the demand for labor in Brazil*. **SBE**. Belém. XXI Encontro Brasileiro de Econometria. v. 1. dezembro, 1999.
- [5] BAUMOL, W. J. On the theory of oligopoly. *Economica*, v. 25, p. 187-98 (1958) *apud* FALLON, P.; VERRY, D. **The economics of labour markets**. Oxford. Ed. Philip Allan. 1988.
- [6] BELLUZZO, L. G. *Nostalgia do futuro*. **Carta Capital**. Ed. Confiança. Ano IX nº 222. 8 jan, 2003.
- [7] BERNDT, E. R. **The practice of econometrics: classic and contemporary**. Addison-Wesley Publishing Company. Massachusetts. 1996.
- [8] BLANCHARD, O.; GIAVAZZI, F. *Macroeconomic effects of regulation and deregulation in goods and labor market*. **Working Paper**. MIT. 2000.
- [9] BLANCHFLOWER, D. G.; OSWALD, A. J. *Estimating a wage curve*. **Working Paper 4770**. NBER. Cambridge. jun. 1994.
- [10] _____. *Apud* CARD, D. *The wage curve*. **Working Paper 343**. Princeton. feb. 1995.
- [11] CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. *Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots*. NBER. **Working Paper 100**. Cambridge. apr, 1991.

- [12] CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. *Cointegration and tests of present value models*. NBER. **Working Paper 1885**. Cambridge. apr, 1986.
- [13] CAMPOS, M. F. S. S; CAMPOS, L. H. R. *Evolução do mercado de trabalho no Brasil no período 1991-2000 e seus reflexos sobre o desemprego: um estudo empírico*. Mimeo. PIMES/UFPE. Pernambuco. fev, 2003.
- [14] CARD, D. *The wage curve*. **Working Paper 343**. Princeton. feb. 1995.
- [15] CÁRDENAS, M; BERNAL, R. *Determinants of labor demand in Colombia: 1976-1996*. **Working Paper 72**. CID. Harvard. jun, 2001.
- [16] CAVALCANTI, T. V. V.; GUIMARÃES, L. F. *Labor market discrimination: quantile regression approach*. SBE. XXI Encontro Brasileiro de Econometria. Belém. v. 1, p. 198-218. 1999.
- [17] CHAMON, M. *Rising wages and declining employment: the Brazilian manufacturing sector in the 90's*. **Texto para discussão**. Rio de Janeiro, IPEA, nº 552, mar, (1988) *apud* MAGNUSSON, L. **Demanda de mão-de-obra no setor industrial brasileiro – 1945/95**. Dissertação de mestrado. FEA/USP. São Paulo, 2000.
- [18] CHAHAD, J. P. Z. *et. all*. A elasticidade emprego-produto setorial no Brasil: novas evidências (1999) *apud* CHAHAD. J. P. Z; MENEZES FILHO, N. A. (org). **Mercado de Trabalho no Brasil: salário, emprego e desemprego. Uma era de grandes mudanças**. Ed. LTR. p. 88-135, 2002.
- [19] CHESNAIS, F. **A mundialização do capital**. São Paulo. Ed. Xamã. 1996.
- [20] CHEUNG, W. Y.; CHINN, M. D. *Integration, cointegration and the forecast consistency of structural exchange rate models*. **Working Paper 5943**. NBER. Cambridge. feb, 1997.
- [21] CONJUNTURA ECONÔMICA. *Carta do IBRE*. Ed. **Fundação Getúlio Vargas**. Rio de Janeiro. v. 54, nº 3. mar, 2000.
- [22] COUTINHO, L. *O desempenho industrial da indústria sob o Real*. (1998) *in* MERCADANTE, A. (org). **O Brasil pós-Real: a política econômica em debate**. Ed. Unicamp. Campinas, p. 225-47, 1998.

- [23] CYERT, R. M.; MARCH, J. G. **A behavioral Theory of the Firm**. Prentice-Hall. (1963) *apud* FALLON, P.; VERRY, D. **The economics of labour markets**. Oxford. Ed. Philip Allan. 1988.
- [24] DEQUECH, D. *Another look at wage and price flexibility as the solution to unemployment*. **Texto para discussão 84**. IE/UNICAMP. set, 1999.
- [25] DEY, H. J. **Data in doubt**. Ed. Basil Blackwell Ltd. Oxford, (1985) *apud* GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo. Ed. Makron Books. 2000.
- [26] DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. *Likelihood ratio statistical for autoregressive time series with a unit root*. *Econométrica*, v. 49, nº 4, (1981) *apud* MARÇAL, É. F. **Paridade do poder de compra: a evidência empírica brasileira**. Dissertação de mestrado. Unicamp. Campinas. ago, 1998.
- [27] DOLDADO, J.; JENKINSON, T.; SOSVILLA-RIVERO, S. *Cointegration and unit roots*. **Journal of Economics Surveys** nº 4, p. 249-73, (1990) *apud* ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York. Ed. John Wiley & Sons, Inc. 1995.
- [28] EHRENBERG, R. G.; SMITH, R. S. **A moderna economia do trabalho: teoria e política pública**. São Paulo. Ed. Makron Books. 2000.
- [29] ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York. Ed. John Wiley & Sons, Inc. 1995.
- [30] ENGLE, R.; GRANGER, C. *Co-integration and error correction: representation, estimation and testing*. **Econometrica**. nº 35, p. 251-76, (1987) *apud* GREENE, W. H. **Econometric analysis**. New Jersey. Ed. Prentice Hall. 2000.
- [31] ESTEVÃO, M. *Labor market developments and wage moderation in France in the 1990s*. **Country Report. Nº 01/198**. oct, 2001.
- [32] ESTEVÃO, M. *Emprego, jornada média e custo de ajustamento da mão-de-obra: um modelo teórico e estimativas para as indústrias brasileira e paulista*. **Cadernos de Economia**. IPEA. nº 6, ago, (1991) *apud* MAGNUSSON, L. **Demanda de mão-de-obra no setor industrial brasileiro – 1945/95**. Dissertação de mestrado. FEA/USP. São Paulo, 2000.
- [33] FAJNZYLBER, P.; MALONEY, W. F. *Labor demand and trade reform in Latin America*. Belo Horizonte, 2000.

- [34] _____. *How comparable are labor demand elasticities across countries?* Belo Horizonte, aug, 2001.
- [35] FAJNZYLBERT, P.; MALONEY, W. F.; RIBEIRO, E. *Firm entry and exit, labor demand, and trade reform evidence from Chile and Colombia*. Belo Horizonte, aug, 2001.
- [36] FALLON, P.; VERRY, D. **The economics of labour markets**. Oxford. Ed. Philip Allan. 1988.
- [37] FILHO, D. P.; SANTOS, J. A. **Apresentação de trabalhos científicos: monografia, TCC, teses e dissertações**. São Paulo. Ed. Futura. 2000.
- [38] GRANGER, C.; NEWBOLD, P. *Spurious regressions in econometrics*. Journal of Econometrics 2, p. 111-20, (1974) *apud* ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York. Ed. John Wiley & Sons, Inc. 1995.
- [39] GREENE, W. H. **Econometric analysis**. New Jersey. Ed. Prentice Hall. 2000.
- [40] GRONAU, R.; REGEV, HAIM. *The demand for labor and job turnover: Israeli manufacturing 1970-1994*. **Working Paper 378**. Princeton University, mar, 1997.
- [41] GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo. Ed. Makron Books. 2000.
- [42] HAMERMESH, D. *Labor demand and the source of adjustment costs*. **The Journal Of The Royal Economic Society**, may, 1995.
- [43] _____. **Labor demand**. Ed. Princeton University Press. New Jersey. 1993.
- [44] HAYEK, F. A. **O caminho da servidão**. Ed. Instituto Liberal. Rio de Janeiro. 1984.
- [45] HENDRY, D. H. **Dynamic econometrics – advanced texts in econometrics**. Ed. Oxford University Press. [s/l], (1995) *apud* MARÇAL, É. F. **Paridade do poder de compra: a evidência empírica brasileira**. Dissertação de mestrado. Unicamp. Campinas. agosto, 1998.
- [46] HICKS, J. R. *The theory of wages*, Macmillan. (1932) *apud* FALLON, P.; VERRY, D. **The economics of labour markets**. Oxford. Ed. Philip Allan. 1988.

- [47] INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE –. Banco de dados agregado: sistema IBGE de recuperação automática - SIDRA. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>> Acesso em: 13 set, 2002.
- [48] INTRILIGATOR, M. D. *Embodied technical change and productivity in the United States 1929-58*. **Review of Economics and Statistics**, v. 47, p. 65-70, (1965) *apud* MAGNUSSON, L. **Demanda de mão-de-obra no setor industrial brasileiro – 1945/95**. Dissertação de mestrado. FEA/USP. São Paulo, 2000.
- [49] JOHANSEN, S. **Likelihood-Based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Ed. Oxford University Press. 1996.
- [50] _____. *Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autorregressive models*. **Econometrica**, v. 59, nº 6, p. 1.551-80, (1991) *apud* NAKANE, M. I. **Testes de exogeneidade fraca e de superexogeneidade para a demanda por moeda no Brasil**. Ed. BNDES/BNDESPAR. Brasília. 1994.
- [51] _____. *Statistical analysis of cointegration vector*. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, nº 213, p. 231-54, (1988) *apud* NAKANE, M. I. **Testes de exogeneidade fraca e de superexogeneidade para a demanda por moeda no Brasil**. Ed. BNDES/BNDESPAR. Brasília. 1994.
- [52] JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. *Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money*. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, nº 2, p. 169-210, (1990) *apud* NAKANE, M. I. **Testes de exogeneidade fraca e de superexogeneidade para a demanda por moeda no Brasil**. Ed. BNDES/BNDESPAR. Brasília. 1994.
- [53] JORNAL DA USP. CLT: *Mudar antes de negociar*. USP. São Paulo. Nacional. 10, fev, 2002.
- [54] JORNAL FOLHA DE SÃO PAULO. Caderno especial: Trabalho. **FOLHA**. 24, mar, 2002.
- [55] KANDIL, M. *Wage flexibility and economic performance: evidence across industrial countries*. **Working Paper**. Nº 00/137. IMF. Washington, D.C. aug, 2000.
- [56] LAYARD, P. R. G.; NICKELL, S. J. *The causes of British unemployment*. **National Institute Economic Review**, fev, p. 62-85, (1985) *Apud* FALLON,

- P.; VERRY, D. **The economics of labour markets**. Oxford. Ed. Philip Allan. 1988.
- [57] LEWIS, P. E.T. *The elasticity of demand for labor*. **Working Paper nº 170**. University of Ireland, apr, 1998.
- [58] LUCAS, R. *Econometric policy evaluation: a critique*. (1976) *apud* MELLER, P.; LABÁN, R. *Estimación de elasticidades variáveis no mercado de trabalho no Chile*. 1987. **Pesq. Plan. Econ.** nº 18. p. 529-60. Rio de Janeiro, 1988.
- [59] MACEDO, R. B. M. **Models of demand labor and the problem of labor absorption in the Brazilian manufacturing sector**. Tese (Doutorado) – Harvard University. (1974) *apud* MAGNUSSON, L. **Demanda de mão-de-obra no setor industrial brasileiro – 1945/95**. Dissertação de mestrado. FEA/USP. São Paulo, 2000.
- [60] MADDALA, G. S.; KIM, I. M. **Unit roots, cointegration, and structural change**. Cambridge University Press. 2002.
- [61] MAGNUSSON, L. **Demanda de mão-de-obra no setor industrial brasileiro – 1945/95**. Dissertação de mestrado. FEA/USP. São Paulo, 2000.
- [62] MARÇAL, É. F. **Paridade do poder de compra: a evidência empírica brasileira**. Dissertação de mestrado. Unicamp. Campinas. ago, 1998.
- [63] MARRIS, R. **The Economic Theory of ‘Managerial’ Capitalism**. Ed. Macmillan. (1964). *apud* FALLON, P.; VERRY, D. **The economics of labour markets**. Oxford. Ed. Philip Allan. 1988.
- [64] MARSHALL, A. **Principles of economics, 8th edn**, Macmillan. (1920) *apud* FALLON, P.; VERRY, D. **The economics of labour markets**. Oxford. Ed. Philip Allan. 1988.
- [65] MAS-COLEL, A.; WHINSTON, M. D.; GREEN, J. R. **Microeconomic theory**. Ed. Oxford University Press. New York. 1995.
- [66] MELLER, P.; LABÁN, R. *Estimación de elasticidades variáveis no mercado de trabalho no Chile*. 1987. **Pesq. Plan. Econ.** nº 18. p. 529-60. Rio de Janeiro, 1988.

- [67] MENEZES-FILHO, N. A.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. *The distribution of male wages in Brazil: some stylised facts*. **SBE**. Belém. XXI Encontro Brasileiro de Econometria. v. 2. dez, 1999.
- [68] MERCADANTE, A. (org). **O Brasil pós-Real**. Ed. Unicamp. Campinas. 1998.
- [69] MIZON, G. E. *A simple message for autocorrelation correctors: Don't*. **Journal of Econometrics** nº. 69. Southampton, p. 267-288, 1995.
- [70] MORGAN, J; MOUROUGANE, A. *What can changes in structural factors tell us about unemployment in Europe?* **Working paper 81**. European Central Bank. oct, 2001.
- [71] NAKANE, M. I. **Testes de exogeneidade fraca e de superexogeneidade para a demanda por moeda no Brasil**. Ed. BNDES/BNDESPAR. Brasília. 1994.
- [72] NASH, J. J. *The bargaining problem*. **Econometrica**, v. 18, p. 155-62. (1950) *apud* FALLON, P.; VERRY, D. **The economics of labour markets**. Oxford. Ed. Philip Allan. 1988.
- [73] NERI, M.; CAMARGO, J. M.; REIS, M. C. *Mercado de trabalho nos anos 90: fatos estilizados e interpretações*. **Texto para discussão 743**. IPEA. Rio de Janeiro, jul, 2000.
- [74] PHILLIPS, P. PERRON, P. *Testing for a unit roots in time series regression*. **Biometrika** 75 jun, p. 311-40, (1988) *apud* ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York. Ed. John Wiley & Sons, Inc. 1995.
- [75] PINDICK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. Ed. Makron Books. 4ª ed. São Paulo, 1999.
- [76] POCHMANN, M. **A década dos mitos: o novo modelo econômico e a crise do trabalho no Brasil**. Ed. Contexto. São Paulo. 2001.
- [77] REIS, M. C.; GONZAGA, G. *Desemprego e deslocamentos setoriais da demanda por trabalho no Brasil*. **Texto para discussão 427**. PUC-RIO. abr, 2000.
- [78] RIBEIRO, E. P. *Asymmetric labor supply*. **SBE**. Belém. XXI Encontro Brasileiro de Econometria. v. 2. dez, 1999.

- [79] ROS, J. *Employment, structural adjustment and sustainable growth in Mexico*. OIT. University of Notre Dame, 1997.
- [80] SANDRONI, P. **Novíssimo dicionário de economia**. Ed. Best Seller. 10ª. ed. São Paulo. 2002.
- [81] SARGENT, T. *Estimation of dynamic labor demand schedules under rational expectations*. **Journal of Political Economy**, v. 86, p. 1.009-44 (1978) *apud* HAMERMESH, D. *Labor demand and the source of adjustment costs*. **The Journal of The Royal Economic Society**, may 1995.
- [82] SLAUGHTER, M. J. *International trade and labor-demand elasticities*. **Working Paper 6262**. NBER. Cambridge. nov, 1997.
- [83] STIGLITZ, J. **A globalização e seus malefícios: a promessa não cumprida de benefícios globais**. Ed. Futura. São Paulo. 2002.
- [84] STOCK, J. H.; WATSON, M. W. *Testing for common trends*. **Journal of the American Statistical Perspectives** 2 (3): p. 147-74 (1988) *apud* CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. *Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots*. NBER. **Working Paper 100**. Cambridge. apr, 1991.
- [85] UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ. **Normas para a apresentação de trabalhos científicos**. vs: 2; 6; 7; 8; 9 e 10. Curitiba. 2001.
- [86] WHITE, H. *A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity*. **Econometrica**. Bristol. v. 48. may, 1980.
- [87] WILLIAMSON, J. H. *Profit, growth and sales maximisation*. **Economica**. v. 33, p. 1-16, (1966) *apud* FALLON, P.; VERRY, D. **The economics of labour markets**. Oxford. Ed. Philip Allan. 1988.