

"A FEA e a USP respeitam os direitos autorais deste trabalho. Nós acreditamos que a melhor proteção contra o uso ilegítimo deste texto é a publicação online. Além de preservar o conteúdo motiva-nos oferecer à sociedade o conhecimento produzido no âmbito da universidade pública e dar publicidade ao esforço do pesquisador. Entretanto, caso não seja do interesse do autor manter o documento online, pedimos compreensão em relação à iniciativa e o contato pelo e-mail bjbfea@usp.br para que possamos tomar as providências cabíveis (remoção da tese ou dissertação da BDTD)."

DEDALUS - Acervo - FEA



20600003567

**DEMANDA DE MÃO-DE-OBRA NO SETOR INDUSTRIAL
BRASILEIRO – 1949/95**

Leandro Magnusson

Dissertação apresentada à Faculdade de
Economia, Administração e Contabilidade
da Universidade de São Paulo para
obtenção do título de Mestre em Economia

Orientador: Prof.Dr. Denisard Cnéio de Oliveira Alves

**São Paulo
2000**

FICHA CATALOGRÁFICA

Magnusson. Leandro

Demanda de mão-de-obra no setor industrial brasileiro 1949/95 / Leandro Magnusson. __ São Paulo : FEA/ USP, 2000.

p.

Dissertação - Mestrado
Bibliografia.

1. Mercado de trabalho 2. Demanda (Teoria econômica)
3. Brasil – Indústrias – 1949/95 1. Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade da USP

CDD – 331.11

Não seja bobo, não se escacha, mulher,
patrão e cachaça, em qualquer canto se
acha.

(Adoniran Barbosa e Oswaldo Molles)

The world is full of obvious things which
nobody by any chance ever observes.

(Sherlock Holmes, 'The Hound of the
Baskervilles', Sir Arthur Conan Doyle)

Agradecimentos

Esta dissertação também foi fruto das seguintes pessoas:

- Professor Denisard Alves, pela orientação;
- Leonel e Ione Magnusson, meus pais e meus maiores exemplos de dedicação e de vida;
- Danilo e Fúlvio Magnusson, meus irmãos e companheiros;
- Alice Ribeiro, minha segunda mãe;
- Christiano e Albertina Magnusson, meus avós e incentivadores da minha caminhada acadêmica;
- Professores Décio Kadota, Vera Fava e Naércio Menezes, pelas excelentes críticas e sugestões que procurei incorporar neste trabalho;
- Professor Juan Hersztajn Moldau, pela seriedade acadêmica;
- Professora Ana Kassouf, que gentilmente participou da banca de defesa e apresentou sugestões preciosíssimas, que tentei incorporar nesta versão;
- Professora Norma Casseb, amiga e inspiração da minha inserção acadêmica;
- Colegas do Instituto de Pesquisas Econômicas da USP, que sempre estiveram auxiliando direta e indiretamente meu trabalho intelectual;
- Luciana Costa Fiorini, pelo imenso carinho, dedicação, compreensão, amor e motivo principal deste esforço.

SUMÁRIO

| | |
|---|----|
| LISTA DE FIGURAS | i |
| LISTA DE TABELAS | ii |
| LISTA DE GRÁFICOS | iv |
| LISTA DE ABREVIATURAS | v |
| LISTA DE SÍMBOLOS | vi |
| RESUMO | x |
| ABSTRACT | xi |
| INTRODUÇÃO | 1 |
| CAPÍTULO I: Interpretações dos Coeficientes de Equações Log-Lineares de Modelos de Demanda de Trabalho | 3 |
| Introdução | 3 |
| I-1: Agregação e Função Valor Adicionado | 5 |
| I-2: Parâmetros da Demanda de Mão-de-obra: o caso da função de produção homogênea linear | 7 |
| I-3: As Fórmulas Funcionais e Parâmetros da Demanda de Trabalho | 11 |
| I-4: Os Custos de Ajustamento do Fator Trabalho | 15 |
| I-5: As Expectativas | 18 |
| I-6: Introduzindo o Parâmetro de Mudança Técnica | 20 |
| CAPÍTULO II: Revisão da Literatura | 29 |
| Introdução | 29 |
| II-1: A Primeira Geração | 29 |
| II-2: A Segunda Geração | 35 |
| II-3: A Terceira Geração | 42 |
| CAPÍTULO III: Estimação dos Parâmetros da Demanda de Trabalho | 55 |
| Introdução | 55 |
| III-1: Apresentação das variáveis do modelo | 55 |
| III-2: O Método de Regressões Aparentemente Não Correlacionadas | 66 |

| | |
|---|-----|
| III-3: Críticas ao SUR | 77 |
| III-4: Teste de Raiz Unitária, Teste de Cointegração e Vetor de Correção de Erro | 79 |
| CONSIDERAÇÕES FINAIS E CONCLUSÃO | 106 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 109 |
| APÊNDICE 1 | 115 |
| APÊNDICE 2 | 119 |
| APÊNDICE 3 | 128 |

Lista de Figuras

FIGURA 1 – MUDANÇA TÉCNICA

26

Lista de Tabelas

| | |
|---|----|
| TABELA 1 – RESUMO DAS EQUAÇÕES LOG-LINEARES | 27 |
| TABELA 2 – ESTIMATIVAS DA ELASTICIDADE-SUBSTITUIÇÃO E ELASTICIDADE DEMANDA DE MÃO-DE-OBRA DOS TRABALHOS DA PRIMEIRA GERAÇÃO | 33 |
| TABELA 3 – ESTIMATIVAS DA ELASTICIDADE SUBSTITUIÇÃO E DEMANDA DE TRABALHO DA SEGUNDA GERAÇÃO | 40 |
| TABELA 4 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS VELOCIDADE DE AJUSTAMENTO DO TRABALHO (A) E PROGRESSO TÉCNICO POUPADOR DE TRABALHO (B) DA SEGUNDA GERAÇÃO | 40 |
| TABELA 5 – IMPACTO DOS PREÇOS RELATIVOS E TENDÊNCIA SOBRE A DEMANDA DE TRABALHO – CHAMON (1998) | 48 |
| TABELA 6 – ELASTICIDADE DA DEMANDA POR TRABALHO DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO – TERCEIRA GERAÇÃO | 51 |
| TABELA 7 – ELASTICIDADE EMPREGO-PRODUTO DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO – TERCEIRA GERAÇÃO | 51 |
| TABELA 8 – VELOCIDADE DE AJUSTAMENTO DAS HORAS E DO EMPREGO DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO – TERCEIRA GERAÇÃO | 52 |
| TABELA 9: COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO SIMPLES ENTRE VARIAÇÃO DO EMPREGO EM t E VARIAÇÕES DO VALOR ADICIONADO DEFASADAS E FUTURAS | 64 |
| TABELA 10: COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO SIMPLES ENTRE VARIAÇÃO DO EMPREGO EM t E VARIAÇÕES DO VALOR ADICIONADO DEFASADAS E FUTURAS | 65 |
| TABELA 11: ESTIMATIVAS DO MODELO SUR | 68 |
| TABELA 12: MARTIZ DE CORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS | 71 |

| | |
|--|-----|
| TABELA 13: ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA DEMANDA POR TRABALHO – SUR | 72 |
| TABELA 14: VELOCIDADES DE AJUSTAMENTO DO CUSTO DO TRABALHO E DO VALOR ADICIONADO | 74 |
| TABELA 15 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA ADF: EMPREGO | 81 |
| TABELA 16 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA ADF: VALOR ADICIONADO | 82 |
| TABELA 17 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA ADF: CUSTO DO TRABALHO | 83 |
| TABELA 18 – TESTE DE KPSS | 86 |
| TABELA 19 – TESTE DE DICKEY-PANTULA | 88 |
| TABELA 20 – RESULTADOS DOS TESTES DE COINTEGRAÇÃO | 94 |
| TABELA 21 – TESTE DE RESTRIÇÃO DE VARIÁVEIS DETERMINISTAS NO ESPAÇO DE COINTEGRAÇÃO | 96 |
| TABELA 22 – VETORES DE COINTEGRAÇÃO | 97 |
| TABELA 23– TESTE DE RESTRIÇÃO SOBRE β | 99 |
| TABELA 24– TESTE DE EXOGENEIDADE FRACA | 100 |
| TABELA 25– VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS – EMPREGO | 101 |
| | |
| TABELA A.1– ALÍQUOTA DOS ENCARGOS SOCIAIS SOBRE A FOLHA DE PAGAMENTOS | 125 |
| TABELA A.2– LEIS E DECRETOS DOS ENCARGOS SOCIAIS | 127 |
| TABELA A.3– FONTE DOS DADOS ORIGINAIS | 128 |
| TABELA A.4– DEFLATORES | 139 |

Lista de Gráficos

| | |
|---|-----|
| GRÁFICO 1 – RAZÃO ENTRE A ALÍQUOTA LEGAL E A ALÍQUOTA TOTAL SOBRE A FOLHA DE PAGAMENTOS DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO | 57 |
| GRÁFICO 2 – VARIÁVEIS EMPREGO, VALOR ADICIONADO E CUSTO DO TRABALHO PARA DIVERSOS SETORES DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO | 59 |
| GRÁFICO A.1 – ALÍQUOTA DOS ENCARGOS LEGAIS SOBRE A FOLHA DE PAGAMENTO | 126 |

Lista de Abreviaturas

ADF – Dickey-Fuller aumentado

BNDES – Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social

CD – Função de Produção Cobb-Douglas

CES – Função elasticidade substituição constante

CM – Condição marginal

CPO – Condição de primeira ordem

CSO – Condição de segunda ordem

DESDE – Departamento de Estatísticas Derivadas

Dh – Durbin-h

DW – Durbin-Watson

FGV – Fundação Getúlio Vargas

FIESP – Federação das Indústrias do Estado de São Paulo

H-L - Hildreth-Lu IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

ICI – Indicadores conjunturais da indústria

KPSS - Kwitkowski, Phillips, Schmidt e Shin

LR – Razão verossimilhança

NH-CES – Função elasticidade substituição constante não-homotética

ORTN – Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional

PIA – Pesquisa industrial anual

PIM DG – Pesquisa industrial mensal, dados gerais

PIM-PF – Pesquisa industrial mensal, produção física

PSI – Processo de substituição de importações

s.a - sujeito a

SUR – Regressões aparentemente não-relacionadas

VI – Variáveis Instrumentais

VEC – Vetor de correção de erros

Lista de Símbolos

| | |
|---------------|--|
| B | Operador defasagem |
| $c_{P_K.P_L}$ | Elasticidade complementar |
| C | Custo |
| $corr$ | Correlação |
| D | Componentes determinísticos, |
| e | Número natural |
| e_{LY} | Elasticidade emprego-produto |
| e_{OL} | Elasticidade oferta de trabalho |
| $e_{P_L.P_L}$ | Elasticidade preço do trabalho |
| $e_{P_K.P_L}$ | Elasticidade preço do capital |
| E | Energia |
| H | Jornada de trabalho |
| H_{max} | Número máximo de horas trabalhadas por dia |
| H_s | Jornada de trabalho padrão, definido pela legislação trabalhista |
| J | Determinante jacobiano |
| K | Capital |
| K^E | Capital efetivo |
| \ln | Logaritmo natural |
| L | Número de trabalhadores |
| L^E | Trabalho efetivo |
| L^* | Número ótimo ou desejado de trabalhadores |
| L_1 | Número de trabalhadores não-qualificados |
| L_2 | Número de trabalhadores qualificados |
| max | Maximizar |

| | |
|-------------|---|
| min | Minimizar |
| m_L | Participação do custo do trabalho sobre custo total |
| M | Matéria-prima |
| P_C | Preço do combustível |
| P_E | Preço da energia |
| P_K | Preço do capital |
| P_L | Preço do trabalho |
| P_{L_1} | Custo do trabalhador não-qualificado |
| P_{L_2} | Custo do trabalhador qualificado |
| P_{LH} | Custo salarial horário |
| P_M | Preço da matéria-prima |
| P_Y | Preço do produto |
| \bar{P}_L | Custo médio por trabalhador |
| Q | Valor da produção |
| r | Taxa de desconto intertemporal da firma |
| s_L | Participação do trabalho sobre a receita total |
| t | Tempo |
| T | Número de observações usadas. |
| V | Valor adicionado |
| Y | Produto |
| $C(.)$ | Função custo |
| $C(x)$ | Função custo de ajustamento quadrático |
| $F(.)$ | Função de produção |
| $G(.)$ | Função valor adicionado |
| H_t | Função conhecimento |
| $R(.)$ | Função receita |
| S_t | Função incremento de capital |
| $\pi(.)$ | Função Lucro |

| | |
|---|---|
| D | Matriz dos termos determinísticos |
| k_n | Vetor de coeficientes de insumo-produto. |
| m | Vetor de indicadores macroeconômicos |
| N | Conjunto dos insumos de produção |
| N_1 | Conjunto dos insumos primários |
| N_2 | Conjunto dos insumos intermediários |
| p_n | Vetor de preços de insumos |
| p_{n_1} | Vetor de preço de insumos primários |
| p_{n_2} | Vetor de preços de insumos intermediários |
| T | Conjunto de possibilidade de produção |
| z | Vetor de variáveis exógenas da demanda de trabalho |
| $\gamma \left(\frac{K}{L} \right)$ | Velocidade de ajustamento da razão entre capital e trabalho |
| γ_L | Velocidade de ajustamento do trabalho ($0 \leq \gamma_L < 1$) |
| $\gamma \left(\frac{L}{H} \right)$ | Velocidade de ajustamento da razão entre emprego e jornada |
| de trabalho | |
| $\gamma \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)$ | Velocidade de ajustamento do custo do trabalho |
| γ_v | Velocidade de ajustamento do valor adicionado |
| δ | Parâmetro de distribuição da função de produção ESC |
| Δ | Operador diferença |
| t_Y | alíquota de imposto sobre valor adicionado |
| ζ | Razão entre o custo do trabalho e o salário |
| $\eta_{L,L}$ | Elasticidade da demanda de trabalho |
| $\eta_{L,K}$ | Elasticidade cruzada da demanda de capital |
| $\eta_{L,L}^T$ | Elasticidade total da demanda de trabalho |
| $\eta_{L,K}^T$ | Elasticidade cruzada-total da demanda de capital |
| η_Y | Elasticidade da demanda do produto |
| λ | Multiplicador lagrangeano |

| | |
|------------------|--|
| λ_y | Coeficiente de expectativa adaptativa |
| ν | Homogeneidade da função de produção |
| π | Lucro |
| ρ | Parâmetro de substituição |
| ϕ | Parâmetro de mudança tecnológica da economia |
| σ | Elasticidade-substituição entre capital e trabalho |
| Σ | Matriz de variância-covariância |
| τ | Parâmetro tecnológico |
| τ_K | Coeficiente de mudança tecnológica Solow-neutra |
| τ_L | Coeficiente de mudança tecnológica Harrod-neutra |
| τ_Y | Coeficiente da mudança tecnológica Hicks-neutra |
| $\tilde{\tau}$ | Parâmetro tecnológico da firma |
| ψ | Taxa natural de saída ou depreciação do trabalho |
| ω_t^Y | Coeficiente de ponderação do produto |
| $\omega_t^{P_t}$ | Coeficiente de ponderação do preço do trabalho |
| ϖ | Parâmetro mudança de legislação trabalhista |
| ϑ | Parâmetro de não-homogeneidade |
| Σ | Operador somatório |
| ∂ | Derivada parcial |
| \cdot | Derivada total em relação ao tempo |
| \prime | Transposição de matriz e vetor. |
| $-$ | Quantidade fixa da variável |

Resumo

A dissertação investiga os parâmetros da função de demanda de trabalho industrial brasileiro. O primeiro capítulo apresenta alguns parâmetros da demanda e os procedimentos para obtê-los a partir da estimação dos coeficientes de equações log-lineares. O segundo capítulo é uma revisão da literatura brasileira das três últimas décadas, caracterizando os pontos principais de cada “geração” e a evolução do debate. No terceiro capítulo há dois desenvolvimentos econométricos de estimação dos parâmetros da demanda de trabalho: o método das regressões aparentemente não-relacionadas e o procedimento de Johansen. Apesar da dissertação não trazer inovação teórica ou metodológica, apontam-se duas contribuições aos estudo de demanda por trabalho. São elas: a proposição de um novo conceito de custo de trabalho e a utilização de uma base de dados inédita que cobre o período de 1949 a 1995.

Abstract

This dissertation investigates the parameters of the Brazilian industrial labor demand. The first chapter shows some parameters of the demand and procedures to obtain them from the estimation of coefficients of log-linear equations. The second chapter is a review of the Brazilian literature in the last three decades, characterizing the principal issues of each 'generation' and the evolution of the debate. There are two econometric developments in the third chapter in order to estimate the parameters: the seemingly unrelated regressions and the Johansen technique. Even though this work doesn't bring any theoretical or methodological innovations, it points out two contributions. They are: the purpose of a new concept of labor cost and the utilization of an unedited data base that covers from 1949 to 1995.

Introdução

A demanda de trabalho industrial no Brasil é objeto de estudo de vários economistas ao longo de décadas. O objetivo principal é avaliar a sensibilidade da demanda frente às variações do produto e dos custos dos fatores de produção. Outros objetivos dizem respeito aos custos de ajustamento do trabalho, às mudanças tecnológicas e seus impactos sobre o nível de emprego, ao papel das expectativas na determinação da quantidade demandada de trabalho. Essa dissertação é mais um trabalho que procura investigar esses objetivos citados.

Qualquer que seja o estudo sobre demanda de trabalho, hipóteses são necessárias para derivação correta dos seus parâmetros. Uma mesma equação pode ser obtida partindo de diferentes hipóteses comportamentais (maximização de lucro e minimização de custo) e funções de produção (Cobb-Douglas, elasticidade-substituição constante, etc.). O primeiro capítulo descreve várias possibilidades de interpretação dos coeficientes estimados de equações log-lineares.

O segundo capítulo faz uma revisão da literatura brasileira das três últimas décadas, caracterizando os pontos principais de cada “geração” e a evolução do debate. Na década de setenta, a controvérsia ocorreu entre a escola estruturalista e a clássica. Na década de oitenta, estudou-se a absorção de trabalho ao longo dos ciclos econômicos, entre outros tópicos. Na década seguinte, as questões foram entender os efeitos da abertura comercial sobre a demanda e a divisão do trabalho entre número de empregados e horas trabalhadas.

No terceiro capítulo são apresentados dois procedimentos econométricos para obtenção dos parâmetros que caracterizam a demanda de trabalho: método das regressões aparentemente não-relacionadas e procedimento de Johansen. Os parâmetros serão interpretados de acordo com o desenvolvimento do primeiro capítulo. Nesse capítulo, levantam-se também críticas da aplicação do método de

regressões aparentemente não-relacionadas.

Conclusões e considerações finais encerram a dissertação.

Duas contribuições são feitas aos estudo de demanda por trabalho: a proposição de um novo conceito de custo de trabalho e a utilização de uma base de dados inédita.

Grande parte dos trabalhos calculam o custo do emprego aplicando as alíquotas legais dos encargos trabalhistas sobre a folha de pagamentos, sem nenhuma distinção entre os setores da indústria. É certo que existe variação dos custos entre os setores, pois uns pagam mais benefícios que outros, dependendo do grau de competitividade de mercado e de sindicalização da força de trabalho. Além da variação, existem outros encargos, tais como plano de saúde privado, vale refeição, creche, etc., mas que escapam ao conceito utilizado nos trabalhos até então publicados. Essa dissertação utiliza um conceito de custo do trabalho mais amplo, a ser apresentado e discutido no terceiro capítulo.

A segunda contribuição refere-se ao período de amostra das variáveis. Os artigos mais recentes utilizam séries mensais divulgadas pelo IBGE iniciadas em meados dos anos setenta. Essa dissertação trabalha com dados anuais, que cobrem o período de 1949 a 1995. O terceiro apêndice contém a memória de cálculo, detalhando os procedimentos estatísticos e algébricos na obtenção das séries.

Capítulo I: Interpretações dos Coeficientes de Equações

Log-lineares de Modelos de Demanda de Trabalho

Introdução

Trabalhos econométricos sobre demanda de trabalho geram estimativas de parâmetros que a caracterizam como elasticidades emprego e substituição de curto e longo prazos, velocidade de ajustamento da mão-de-obra e outros. Existem procedimentos para obter estes parâmetros, de acordo com os objetivos pesquisados. Fuss, McFadden e Mundlack (1978), enumeram esses objetivos quando se estudam funções de produção e de demanda de mão-de-obra. São eles:

- A. Distribuição: como ocorre a distribuição de renda entre os fatores de produção;
- B. Escala: qual a escala de produção em que a firma opera (rendimentos constantes, decrescentes ou crescentes de escala);
- C. Separabilidade: implementar estudo dentro de um subconjunto em vez do conjunto total de produção;
- D. Substituição: estudar o grau de substituição entre os fatores de produção;
- E. Mudança tecnológica: como ocorrem as inovações tecnológicas e como elas modificam o processo de produção.

Outros objetivos sugeridos são verificar se a função de produção é homotética, estudar a agregação consistente das unidades produtivas, o processo de ajustamento dos fatores de produção ao longo do caminho de expansão e as expectativas dos agentes.

Os autores enumeram alguns critérios de escolha da função de produção:

1. **Parcimônia:** a fórmula funcional não deve conter mais parâmetros do que o necessário, dadas as hipóteses assumidas. O excesso de parâmetros pode levar a problemas de multicolinearidade, além de reduzir os graus de liberdade do modelo.
2. **Facilidade de interpretação:** escolher fórmulas funcionais que forneçam parâmetros de interpretação econômica e intrínseca.
3. **Facilidade de computação:** a escolha de modelos lineares nos parâmetros possui vantagem de custo computacional em comparação com os modelos não-lineares.¹
4. **Robustez interna:**² a fórmula funcional precisa ser coerente com as hipóteses do modelo, tal como a de produtos marginais positivos dos fatores de produção, para os dados observados.
5. **Robustez externa:**³ para efeito de previsão, é importante assegurar que as hipóteses assumidas pelo modelo sejam mantidas para os valores previstos.

A demanda de mão-de-obra é derivada das hipóteses comportamentais de maximização de lucro e minimização de custos e, conseqüentemente, da escolha da função de produção. Empiricamente, porém, existem poucas variáveis disponíveis, reduzindo a possibilidade de escolha da função. Portanto, a estimação dos parâmetros da demanda com número reduzido de variáveis necessita de outras hipóteses. Dependendo delas, o coeficiente estimado de uma mesma equação pode ser interpretado de diferentes maneiras. O capítulo apresenta as possibilidades de interpretação dos coeficientes da equação log-linear. Não se deseja derivar funções de demanda adequadas às restrições. Parte-se do pressuposto que elas existem e, como não é possível trabalhar com todas as variáveis necessárias à estimação, os coeficientes estimados admitem interpretações múltiplas.

Para recuperar os parâmetros da demanda de trabalho, o capítulo seguirá os seguintes passos: primeiramente, discutem-se a agregação das unidades produtivas e a condição de separabilidade da função de produção. Em segundo lugar, descrevem-

¹ Com os avanços da microinformática, o custo computacional de estimar modelos lineares e não-lineares são praticamente idênticos.

² Tradução livre do termo "Interpolative Robustness".

³ Tradução livre do termo "Extrapolative Robustness".

se os parâmetros de substituição e de elasticidades do modelo, derivados da função de produção homogênea linear. Em terceiro, apresentam-se equações passíveis de estimação para obtenção dos parâmetros da seção anterior e parâmetros de homogeneidade e não-homogeneidade da função de produção. Em quarto, incorpora-se a velocidade de ajustamento do trabalho. A seguir, são adicionadas as expectativas dos empresários. Por último, introduz-se a variável de mudança tecnológica.

I-1: Agregação e Função Valor Adicionado

A função demanda de trabalho do i -ésimo estabelecimento de um setor industrial, cuja função de produção tem elasticidade-substituição constante (CES), é:

$$\ln L_i = c_i - \sigma_i \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)_i + \ln Y_i, \quad (1.1.1)$$

onde:

c = constante,

L = número de trabalhadores,

Y = produto,

P_Y = preço do produto,

P_L = preço do trabalho,

σ = elasticidade-substituição entre capital e trabalho.

Ao se trabalhar com dados agregados de um setor, estima-se a seguinte equação:

$$\ln \left(\sum_i L_i \right) = c + \sigma \ln \left(\sum_i \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)_i \right) + b \ln \left(\sum_i Y_i \right), \quad (1.1.2)$$

Difícilmente encontrar-se-á $\sigma_i = \sigma$ e $b = 1$. Segundo Hamermesh (1993: 62), “estimates based on aggregated data must be used with the caveat that the aggregation procedure does not bias the parameters describing production within the units of the aggregate”. Portanto, os coeficientes estimados com dados agregados não necessariamente correspondem aos coeficientes verdadeiros das unidades produtivas.

A função de produção descreve uma tecnologia que relaciona a quantidade de insumos à quantidade de produto. Formalmente:

$$F(n) = \max \{ Y : (-n, Y) \in T \},$$

onde:

n = vetor de insumos de dimensão $n \times 1$ e $n \in N$, conjunto dos insumos de produção ($N \subset T$),

Y = produto,

T = conjunto de possibilidade de produção.⁴

Se os produtores agem maximizando lucro, obtém-se:

$$\pi(P_Y, p_n) = \max_n P_Y F(n) - (p_n)' n,$$

onde:

p_n = vetor de preços dos insumos de dimensão $n \times 1$.

Das condições de primeira ordem (CPO), encontra-se a demanda não-condicional dos fatores de produção, cujos argumentos são os preços dos insumos e do produto.

Pode-se trabalhar com a função valor adicionado em vez da função de produção. Supõe-se que seja possível particionar o vetor dos insumos em dois: n_1 , vetor dos insumos primários de dimensão $n_1 \times 1$ e n_2 , vetor dos insumos intermediários de dimensão $n_2 \times 1$, tal que $[n_1 \ n_2] = n$, $n_1 \in N_1$ e $n_2 \in N_2$, onde N_1 e N_2 são subconjuntos de N , tais que $N_1 \cup N_2 = N$ e $N_1 \cap N_2 = \emptyset$. Define-se a função valor adicionado da seguinte forma:

$$G(n_1, n_2, p_{n_2}) = \max_{Y, n_2} \left\{ P_Y Y - (p_{n_2})' n_2 \mid Y \leq F(n_1, n_2) \right\}. \quad (1.1.3)$$

Sob a hipótese de que $F(n_1, n_2)$ seja fracamente separável, ou de que os insumos intermediários sejam usados em proporções fixas em relação ao produto, a estimação dos parâmetros da função valor adicionado coincide com da função de produção.⁵ Então, (1.1.3) é reescrita como:

$$V = G(n_1) \quad (1.1.4)$$

A demanda de mão-de-obra derivada de (1.1.4), possui número reduzido de variáveis.

⁴ T é determinado pelo estado tecnológico do conhecimento e pelas leis físicas. Para mais detalhes, ver McFadden (1978), p.6.

⁵ Para uma derivação formal dos resultados, ver apêndice 1.

I-2: Parâmetros da Demanda de Mão-de-obra : o caso da função de produção homogênea linear

Neste tópico, definem-se alguns parâmetros que caracterizam a demanda de mão-de-obra, sob a hipótese de a função de produção ser homogênea de grau um. Essas definições são importantes para a correta interpretação dos coeficientes estimados. Hamermesh (1993: 135) salienta que “whatever issue in the demand for labor is investigated, and no matter what type of data the researcher uses, it is necessary to be aware of precisely what parameters are being estimated”.

Supõe-se a existência de dois fatores de produção, capital e trabalho, que, combinados, podem produzir determinada quantidade de produto. Tomam-se por hipóteses:

- i. a firma trabalha em regime de concorrência perfeita no mercado de fatores e produto, isto é, os preços dos fatores de produção e do produto são exógenos.
- ii. a função de produção é homogênea de grau um;
- iii. o preço do produto é unitário ($P_Y = 1$).

A firma resolve o problema de maximização de lucro:

$$\max_{L,K} F(L,K) - P_L L - P_K K.$$

Assume-se que $F(\cdot)$ seja uma função de produção bem comportada, ou seja,

$$F_K > 0, F_L > 0, F_{LK} = F_{KL} > 0, F_{KK} < 0 \text{ e } F_{LL} < 0,$$

onde:

$$F_K = \frac{dF}{dK}.$$

Obtêm-se os seguintes resultados das CPOs: $F_L = P_L$, $F_K = P_K$, e $F_L/F_K = P_L/P_K$.

Essas condições são facilmente interpretáveis: a remuneração do fator utilizado iguala-se à contribuição marginal desse fator. Allen (1938) definiu o conceito de elasticidade-substituição entre capital e trabalho de acordo com a seguinte fórmula:

$$\sigma_{K,L} = \frac{d \ln\left(\frac{K}{L}\right)}{d \ln\left(\frac{P_L}{P_K}\right)} = \frac{d \ln\left(\frac{K}{L}\right)}{d \ln\left(\frac{F_L}{F_K}\right)} = \frac{\frac{1}{LF_L} + \frac{1}{KF_K}}{-\frac{F_{LL}}{(F_L)^2} + \frac{F_{LK}}{F_L F_K} - \frac{F_{KK}}{(F_K)^2}}, \quad (1.2.1)$$

ou, no caso de função de produção homogênea linear,

$$\sigma_{K,L} = \frac{F_L F_K}{Y F_{LK}}. \quad (1.2.2)$$

Segundo Hamermesh (1993: 23-4), “this elasticity measures the ease of substituting one input for the other when the firm can only respond to change in one or both of the input prices by changing the relative use of the two factors without changing output”.

A elasticidade-substituição é inversamente proporcional à curvatura da isoquanta, isto é, quanto maior a curvatura, menor o grau de substituição entre os fatores. Para dado nível de produção, a curvatura da função de produção é dada pela derivada da primeira diferença. Matematicamente:

$$\frac{d^2 L}{(d K)^2} = -\frac{d}{d K} \left(\frac{F_K}{F_L} \right) = -\left(\frac{\partial (F_K/F_L)}{\partial K} + \frac{\partial (F_K/F_L)}{\partial L} \frac{d L}{d K} \right) = \left(\frac{F_K}{F_L} \right) \left(\frac{F}{K L F_L} \right) \left(\frac{1}{\sigma} \right).$$

Um segundo conceito importante, também derivado por Allen é a elasticidade da demanda por trabalho,⁶ definido de acordo com a seguinte fórmula:

$$\eta_{L,L} = -(1 - s_L) \sigma < 0, \quad (1.2.3)$$

onde:

s_L = a participação do fator trabalho sobre a receita total, isto é,

$$s_L = \frac{P_L L}{Y}.$$

Em (1.2.3), o produto e o preço do capital são fixos. Essa elasticidade capta a diminuição (aumento) do emprego do fator trabalho dada variação positiva (negativa) do preço do trabalho. A elasticidade da demanda por trabalho é menor (em módulo) quando a participação do trabalho na receita é elevada, fixada a tecnologia ($\bar{\sigma}$).

Allen também define elasticidade cruzada da demanda por capital⁷ como:

⁶ Este termo é uma tradução livre do termo *own-wage elasticity labor demand*. Hamermesh (1986), p.431.

⁷ Tradução livre do termo *cross-elasticity of demand (for capital services)*. Hamermesh (1986), p.432.

$$\eta_{L,K} = (1 - s_L)\sigma > 0. \quad (1.2.4)$$

A interpretação é similar à anterior: $\eta_{L,K}$ representa o aumento (diminuição) do emprego do fator capital dada uma redução (elevação) do preço do trabalho.

O efeito total do preço deve também incluir a alteração do nível de produção causada pela variação de custos. A elevação do custo do trabalho causa dois efeitos. O primeiro é o efeito substituição do fator pelo uso do fator “mais barato”, captado por $\eta_{L,L}$ (mudanças ao longo da isoquanta). A segunda reação decorre da variação da produção em razão do aumento dos seus custos. Como assinalam Clark e Freeman (1980: 514) “the elasticity of demand depends not only on substitution but also on ‘scale effects’. An increase in the wage reduces the demand for labor by causing substitution against labor and also by reducing industry output through increased costs and prices.” Portanto, a equação da elasticidade total da demanda por trabalho é escrita como:

$$\eta_{L,L}^T = -(1 - s_L)\sigma - s_L\eta_Y, \quad (1.2.5)$$

onde:

η_Y = a elasticidade da demanda do produto, ou seja,

$$\eta_Y = - \frac{\partial F(L, K)}{\partial P_Y} \frac{P_Y}{F(L, K)}.$$

O primeiro termo do lado direito de (1.2.5) capta o efeito substituição entre capital e trabalho causado pelo aumento (diminuição) do custo do fator trabalho (equação (1.2.3)). O segundo termo capta o efeito escala, já que o aumento (queda) dos custos de produção provocou a redução (elevação) da quantidade produzida.

Da mesma maneira, obtém-se a elasticidade cruzada total da demanda por capital:

$$\eta_{L,K}^T = (1 - s_L)(\sigma - \eta_Y). \quad (1.2.6)$$

Seja o seguinte problema de minimização de custos:

$$C = \min_{L,K} P_L L + P_K K,$$

$$\text{s.a. } F(K, L) \geq Y.$$

Resolvendo, chega-se à função custo: $C = C(P_L, P_K, Y)$.

$C(\cdot)$ é homogênea de grau um nos preços dos fatores. Se a função de produção é homogênea linear, pode-se reescrever a função custo da seguinte forma:

$$C(P_L, P_K, Y) = YC(P_L, P_K, 1).$$

Da aplicação do Lema de Shephard⁸ derivam-se as seguintes condições:

$$\frac{\partial C}{\partial P_L} = YC_{P_L} = L(P_L, P_K, Y) \text{ e } \frac{\partial C}{\partial P_K} = YC_{P_K} = K(P_L, P_K, Y).$$

Portanto, a demanda condicional dos fatores depende do nível de produção e dos preços dos insumos. A demanda condicional de trabalho $L^d(P_L, P_K, Y)$, de acordo com Hamermesh (1993: 26), “can be written in logarithmic form for easy estimation as a log-linear equation. In such a form it yields the constant-output elasticity of demand for labor, $\eta_{L,L}$, the cross-elasticity of demand, $\eta_{L,K}$ and the employment-output elasticity, e_{LY} ”.⁹ Define-se a elasticidade emprego-produto como:

$$e_{LY} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln L}. \quad (1.2.7)$$

(1.2.7) capta a variação de emprego causada pela variação de produto.

Uzawa (1962) estabeleceu que

$$\sigma_{K,L} = \frac{C(P_L, P_K, 1) \frac{\partial K}{\partial P_L}}{KL}.$$

Fazendo as devidas substituições, chega-se a:

$$\sigma_{K,L} = \frac{C(P_L, P_K, 1) \frac{\partial^2 C(P_L, P_K, 1)}{\partial P_L \partial P_K}}{C_{P_K} C_{P_L}} = \frac{C(P_L, P_K, 1) C_{P_L P_K}}{C_{P_K} C_{P_L}}. \quad (1.2.8)$$

A equação (1.2.8) é a elasticidade-substituição entre capital e trabalho derivada do problema de minimização de custos. Calculam-se as elasticidades da demanda por trabalho e cruzada da demanda por capital para dado nível de produção de acordo com as seguintes equações:

$$\eta_{L,L} = -(1 - m_L)\sigma, \quad (1.2.9)$$

$$\eta_{L,K} = (1 - m_L)\sigma, \quad (1.2.10)$$

⁸ Uma prova do lema é encontrada em Santos (1986), p. 115-6.

onde:

m_L = participação do custo do trabalho sobre o custo total da firma, isto é,

$$m_L = \frac{P_L L}{C}.$$

Sob as hipóteses i, ii e iii, provam-se as equivalências entre (1.2.2) e (1.2.8), (1.2.3) e (1.2.9) e (1.2.4) e (1.2.10). Nota-se que Y é fixado exogenamente no problema de minimização. Portanto, não é possível obter diretamente desse problema a elasticidade total da demanda de trabalho.

As variações de preços dos fatores decorrentes de mudanças exógenas da oferta de fatores de produção é captada pela elasticidade complementar.¹⁰ Matematicamente:

$$c_{P_K, P_L} = \frac{\partial \ln \left(\frac{P_L}{P_K} \right)}{\partial \ln \left(\frac{K}{L} \right)} \quad (1.2.11)$$

Se a função de produção satisfizer a hipótese de homogeneidade de grau um, obtém-se a elasticidade complementar mediante o cálculo da elasticidade de substituição, ou seja, $c_{P_K, P_L} = 1/\sigma = (YF_{KL}/F_K F_L)$.

De (1.2.11), chega-se aos conceitos de elasticidade preço dos fatores,¹¹ supondo o custo marginal do produto constante:

$$e_{P_L, P_L} = -(1 - m_L) c_{P_K, P_L}, \quad (1.2.12)$$

$$e_{P_K, P_L} = (1 - m_L) c_{P_K, P_L}. \quad (1.2.13)$$

(1.2.12) capta a mudança do custo do trabalho necessária para que, dado um aumento (diminuição) da oferta de mão-de-obra, o custo marginal do produto não se altere.¹²

⁹ A tradução do termo "employment-output elasticity" é elasticidade emprego-produto.

¹⁰ Tradução livre do termo elasticity of complementarity.

¹⁰ Tradução livre do termo elasticities of factor price.

¹² O custo marginal constante faz o mesmo papel que o produto constante na derivação das elasticidades anteriores.

I-3: As Fórmulas Funcionais e Parâmetros da Demanda de Trabalho:

Nessa seção faz-se a demonstração de como equações log-lineares geram os parâmetros da demanda por trabalho discutidos anteriormente. Inicia-se pela função de produção Cobb-Douglas (CD). O problema de maximização de lucro é:

$$\max_{L,K} P_Y Y - P_L L - P_K K,$$

onde:

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha},$$

$$0 < \alpha < 1,$$

$A =$ constante.

As CPOs são:

$$P_Y \frac{\partial Y}{\partial L} = P_Y [(1-\alpha)AK^\alpha L^{-\alpha}] = P_L,$$

$$P_Y \frac{\partial Y}{\partial K} = P_Y [\alpha AK^{\alpha-1} L^{1-\alpha}] = P_K.$$

Fazendo as substituições necessárias, chega-se à seguinte equação, derivada da condição marginal do trabalho:

$$\ln L = \ln(1-\alpha) - \ln\left(\frac{P_L}{P_Y}\right) + \ln Y \quad (1.3.1)$$

A função custo derivada da CD é:

$$C(P_L, P_K, Y) = Z P_L^{1-\alpha} P_K^\alpha Y.$$

onde:

$$0 < \alpha < 1,$$

$Z =$ constante.

Aplicando o lema de Shephard, encontra-se a demanda condicional:

$$\ln L = \ln(1-\alpha)Z - \alpha \ln\left(\frac{P_L}{P_K}\right) + \ln Y. \quad (1.3.2)$$

Na função CD, a elasticidade-substituição é unitária ($\sigma = 1$); das equações (1.3.1) e (1.3.2), verifica-se que a elasticidade total da demanda por trabalho é $\eta_{L,L}^T = -1$, a elasticidade da demanda por do trabalho é $\eta_{L,L} = -\alpha$ e a elasticidade emprego-produto é $e_{LY} = 1$.

Escreve-se a função custo derivada da CES como:

$$C(P_L, P_K, Y) = (\delta_L^\sigma P_L^{1-\sigma} + \delta_K^\sigma P_K^{1-\sigma})^{\frac{1}{1-\sigma}} Y,$$

onde:

δ_L = parâmetro de distribuição do trabalho,

δ_K = parâmetro de distribuição do capital,

Nessa formulação, $\delta_L + \delta_K = 1$. A demanda condicional derivada da aplicação do Lema de Shepard é:¹³

$$\ln L = c - \sigma \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right) + \ln Y. \quad (1.3.3)$$

A elasticidade demanda por trabalho é obtida da equação (1.2.3), enquanto que a elasticidade emprego-produto é $e_{LY} = 1$.

A fim de se flexibilizar a homogeneidade linear, reescreve-se a CD como:

$$Y = AK^\alpha L^\beta,$$

onde:

$$\alpha, \beta > 0.$$

Dessa formulação, verifica-se a escala da produção:

- a) $\alpha + \beta < 1$, Y exibe retornos decrescentes;
- b) $\alpha + \beta = 1$, Y exibe retornos constantes;
- c) $\alpha + \beta > 1$, Y exibe retornos crescentes.

A condição marginal do trabalho derivada do problema de maximização de lucro é $P_Y(\partial Y / \partial L) = P_Y[\beta AK^\alpha L^{\beta-1}] = P_L$, que simplificando, transforma-se em:

$$\ln L = \ln \beta - \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right) + \ln Y. \quad (1.3.4)$$

(1.3.4) é igual a (1.3.1), impedindo seu uso para testar a escala da função de produção. A demanda condicional é derivada da minimização de custo:

$$C = \min_{L,K} P_L L + P_K K - \lambda (AK^\alpha L^\beta),$$

onde:

λ = multiplicador lagrangeano.

¹³ A demonstração encontra-se em Hamermesh (1993), p.30.

Esse multiplicador pode ser interpretado como o custo marginal da produção, ou seja, $\lambda = (\partial C / \partial Y)$. No caso particular de a firma trabalhar em concorrência perfeita no mercado de produto, deriva-se $\lambda = P_Y$.¹⁴

Das CPOs, obtém-se seguinte função demanda:

$$\ln L = \frac{1}{\alpha + \beta} \ln A^{-1} \left(\frac{\beta}{\alpha} \right)^\alpha - \left(\frac{\alpha}{\alpha + \beta} \right) \ln \left(\frac{P_L}{P_K} \right) + \frac{1}{\alpha + \beta} \ln Y. \quad (1.3.5)$$

Os parâmetros σ , η_{LL} , $\eta_{L,L}^T$ e e_{LY} são obtidos das equações (1.3.4) e (1.3.5), da mesma forma que o modelo CD homogêneo linear. Essa formulação, apesar de mais flexível que a anterior, mantém $\sigma = 1$. Nadiri (1982) sugeriu a utilização da seguinte função de produção CES:

$$Y = \left[\delta_L L^\rho + \delta_K K^\rho \right]^\frac{\nu}{\rho},$$

onde:

ν = homogeneidade da função,

ρ = parâmetro de substituição.

A elasticidade substituição é obtida pela seguinte fórmula:

$$\sigma_{K,L} = \frac{1}{1 - \rho}. \quad (1.3.6)$$

Deriva-se a seguinte condição marginal do trabalho do problema de maximização de lucro:

$$P_Y \frac{\partial Y}{\partial L} = P_Y \left\{ \nu \delta L^{\nu-1} \left[\delta L^\rho + (1 - \delta) K^\rho \right]^\frac{\nu-1}{\rho} \right\} = P_L.$$

Simplificando essa equação, obtém-se:

$$\ln L = \sigma \ln \nu \delta - \sigma \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right) + \frac{\sigma \nu + (1 - \sigma)}{\nu} \ln Y. \quad (1.3.7)$$

Quando $\sigma = 1$, (1.3.7) é equivalente a (1.3.4).

Segundo a definição de Ferguson (1971: 124) “a homothetic function is a monotonically increasing transformation of a homogeneous function”. A função homotética é a que apresenta caminhos de expansão bem comportados: traçando um raio a partir da origem, as inclinações das isoquantas são iguais nos pontos onde a

¹⁴ Mais detalhes, ver Mas-Collel, Whinston e Green (1995), p. 141.

reta as cruza. Sato (1977: 559) observa que “because of the homotheticity assumption, the capital-labor ratio is independent of the level of output and the neutral type of technical progress. It simply depends on the marginal rate of substitution, or alternatively on the relative factor prices.” A função não-homotética permite alteração da razão entre as quantidade de fatores ao longo do caminho de expansão da firma, mesmo que não ocorra variação dos preços relativos.

Appelbaum (1979) propõe a seguinte função de produção elasticidade-substituição constante não-homotética (NH-CES):

$$Y = \left\{ \frac{2\vartheta}{\rho} \delta_L L^\rho + \frac{2\vartheta}{\rho} \delta_K K^\rho + \left[1 - \frac{2\vartheta}{\rho} (\delta_L + \delta_K) \right] \right\}^{\frac{1}{2\vartheta}},$$

onde:

ϑ = parâmetro de não-homogeneidade.

A equação anterior representa uma função CES homogênea de grau ν se $\delta_L + \delta_K = \nu$ e $\nu = (\rho/2\vartheta)$ se $\vartheta \neq 0$, ou $\rho = 0$, se $\vartheta = 0$.

Da maximização de lucro, chega-se à seguinte condição marginal:

$$\delta_L L^{\rho-1} \left\{ \frac{2\vartheta}{\rho} \delta_L L^\rho + \frac{2\vartheta}{\rho} \delta_K K^\rho + \left[1 - \frac{2\vartheta}{\rho} (\delta_L + \delta_K) \right] \right\}^{\frac{1}{2\vartheta}-1} = \frac{P_L}{P_Y}.$$

Simplificando essa expressão, chega-se à equação:

$$\ln L = \sigma \ln \delta_L - \sigma \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right) + \sigma(1 - 2\vartheta) \ln Y. \quad (1.3.8)$$

As funções apresentadas anteriormente são casos particulares de outras funções, como a Leontief generalizada, a translog, a Box-Cox generalizada e outras fórmulas para NH-CES.¹⁵ Entretanto, optou-se por modelos log-lineares que geram os parâmetros da demanda de trabalho.

I-4: Os Custos de Ajustamento do Fator Trabalho

Se o custo de ajuste instantâneo do trabalho for proibitivo e ocorrer um aumento (redução) não esperado do preço do trabalho, é possível que empresários

¹⁵ Ver exemplos da aplicação da Leontief Generalizada em Berndt (1991). Para a função translog, ver Kearney (1996) e Santos (1986) e para a Box-Cox generalizada ver Appelbaum (1979) e Berndt e Khaled (1979). Exemplos da NH-CES estão em Sato (1975 e 1977).

suavizem o número de demissões (contratações) ao longo do caminho de expansão em direção ao nível “ótimo” ou desejado de emprego.

A dinâmica de ajustamento de trabalho pode ser introduzida mediante o ajustamento parcial *ad hoc* a ‘la Koyck’. O emprego obedece a seguinte equação:

$$\left(\frac{L_t}{L_{t-1}} \right) = \left(\frac{L_t^*}{L_{t-1}} \right)^{1-\gamma_L}, \quad (1.4.1)$$

onde:

γ_L = velocidade de ajustamento do trabalho.

L^* = número ótimo de trabalhadores.

De (1.4.1), segue-se:

$$\ln L_t = \gamma_L \ln L_{t-1} + (1 - \gamma_L) \ln L_t^*. \quad (1.4.2)$$

Coen and Hickman (1970: 290) justificam este modelo com as seguintes palavras: “it is not assumed that the measured labor input is adjusted immediately to the level indicated by the new isoquant. Instead, a partial adjustment toward the new long-term equilibrium level of *labors* is postulated. Hence the firm must be off its production function in the short run, and the current output is necessarily being produced with less *labors* input than is indicated by the isoquant”.¹⁶

Outra forma de apresentar a dinâmica de ajustamento é proposta por Nickel (1986), que sugere o seguinte problema de maximização:

$$\max \int_t^{\infty} e^{-rt} \left\{ (P_Y)_t F(L_t, K_t) - (P_L)_t L_t - (P_K)_t K_t - C(x_t) \right\} dt$$

$$\text{s.a } \dot{L}_t = x_t - \psi L_t$$

onde:

$C(x_t)$ = função custo de ajustamento,

r = taxa de desconto intertemporal da firma,

ψ = taxa natural de saída de trabalhadores da empresa ou taxa de depreciação do trabalho,

$$\dot{L}_t = \frac{d L_t}{d t}.$$

¹⁶ A palavra *labors* é man-hours no texto original.

$C(x_t)$ é definido por Gonzaga e Corseuil (1997: 3) como “custos de demissão e contratação (...). Os custos de demissão são em geral previstos por lei, como o aviso prévio e as possíveis indenizações. Os custos de contratar englobam os custos de se anunciar as vagas disponíveis, entrevistar e selecionar os candidatos; e treinar os novos contratados. Há também, nos dois casos (contratação e demissão), custos indiretos incorridos pela firma devido à necessidade de reorganização interna - geralmente causados por efeitos psicológicos e morais advindos desta reorganização”.

A solução do modelo é o seguinte sistema de equações de movimento:

$$\begin{cases} \dot{x}_t = \frac{1}{\left[\partial^2 C(x_t) / (\partial x_t)^2 \right]} \left[(P_L)_t - (P_Y)_t F_L(L_t, K_t) + (r + \psi) \left(\frac{\partial C(x_t)}{\partial x_t} \right) \right] \\ \dot{L}_t = x_t - \psi L_t \end{cases}$$

Do sistema acima, chega-se às equações de estado estacionário:

$$\begin{cases} \left(\frac{P_L}{P_Y} \right) + \left[\frac{(r + \psi) (\partial C(x) / \partial x)}{P_Y} \right] = F_L(L^*, K) \\ x = \psi L^* \end{cases}$$

A condição de equilíbrio do modelo dinâmico diferencia-se do modelo estático pela inclusão do segundo do termo do lado esquerdo, que é a parcela do custo de ajustamento. Segundo Nickel, na vizinhança do estado estacionário, a equação de ajustamento parcial pode ser aproximada a:

$$\dot{L}_t = \gamma_L (L^* - L_{t-1}). \quad (1.4.3)$$

Muitos autores especificam $C(x_t)$ como $C(\dot{L}_t) = a|\dot{L}_t| + b\dot{L}_t^2$, denominado de modelo de ajustamento quadrático. Como enfatiza Hamermesh (1993: 211-2), “the existence of quadratic adjustment costs slows the response to the shocks that alter L^* . That this is the optimizing response is intuitive. If the entire change in employment were made immediately, the marginal cost produced by adding (or dropping) the last employee would be huge, because of the quadratic adjustment term in $C(\dot{L}_t) = a|\dot{L}_t| + b\dot{L}_t^2$. By smoothing adjustment over many periods, the firm lowers the total cost of adjustment by more than enough to offset the lost profits from failing to set $L_t = L^*$.” Hamermesh (1989) demonstra que, sob determinadas condições, a

solução do custo de ajustamento quadrático pode ser reduzida para a forma logarítmica, isto é, $\ln L_t = \gamma \ln L_{t-1} + (1-\gamma) \ln L_t^*$.

Existem outras formas de introduzir a dinâmica de ajustamento.¹⁷ Para efeito de especificação da equação a ser estimada, tanto a formulação Koyck quanto a hipótese de custo de ajustamento quadrático descrevem um processo de ajustamento lento e gradual das firmas ao longo do caminho de expansão. Os modelos anteriores podem ser reescritos de acordo com as equações de ajustamento parcial:

$$\ln L_t = c + \gamma_L \ln L_{t-1} + (1-\gamma_L)c_1 \ln\left(\frac{P_L}{P_Y}\right)_t + (1-\gamma_L)c_2 \ln Y_t \quad (1.4.4)$$

$$\ln L_t = c + \gamma \ln L_{t-1} + (1-\gamma)c_3 \ln\left(\frac{P_L}{P_K}\right)_t + (1-\gamma)c_4 \ln Y_t. \quad (1.4.5)$$

As interpretações dos valores c_1 , c_2 , c_3 e c_4 seguem as formulações propostas na seção anterior.

I-5: As Expectativas

As decisões de contratação de mão-de-obra e quantidade produzida ocorrem em ambiente de incerteza. Portanto, o modelo de demanda deve incorporar expectativas dos agentes.

O primeiro exemplo é a expectativa adaptativa que, segundo Johnston (1984: 348) “is that expectations get updated each period on the basis of the information about the actual value of the variable”. Formalmente, descreve-se o processo do seguinte modo:

$$E\left(\left(Y_t^* - Y_{t-1}^*\right) / I_{t-1}\right) = (1-\lambda_Y)Y_{t-1} - \lambda_Y E\left(Y_{t-1}^* / I_{t-1}\right),$$

onde:

λ_Y = parâmetro da expectativa do produto,

Y_t^* = quantidade ótima de produto,

$E(\cdot)$ = operador esperança,

I_{t-1} = conjunto de informações dos agentes em $t-1$.

¹⁷ Ver Nickel (1984 e 1986) e Hamermesh (1993) para mais detalhes.

Nessa formulação, impõe-se $0 \leq \lambda_y \leq 1$. Quando se observa $\lambda_y = 0$, as expectativas são baseadas única e exclusivamente no valor presente da variável, sem influência dos valores passados. Por outro lado, quando $\lambda_y = 1$, a regra de formação de expectativas corresponde somente ao valor passado da variável.

Um modelo que combina processo de expectativas adaptativas do produto e ajustamento parcial de trabalho é descrito de acordo com a seguinte equação:

$$\begin{aligned} \ln L_t = & c_0(1-\gamma_L)(1-\lambda_\gamma) + (\gamma_L + \lambda_\gamma) \ln L_{t-1} - (\gamma_L \lambda_\gamma) \ln L_{t-2} + c_1(1-\gamma_L)(1-\lambda_\gamma) \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)_t \\ & + c_1(1-\gamma_L)\lambda_\gamma \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)_{t-1} + c_2(1-\gamma_L)(1-\lambda_\gamma) \ln Y_t. \end{aligned} \quad (1.5.1)$$

A segunda expectativa é a ponderada. Segundo Coen e Hickman (1970: 289), “expectations are assumed to be formed as weighted averages of corresponding current and lagged values”. Exemplifica-se essa expectativa nas equações abaixo:

$$\begin{aligned} (P_L)_t^* &= R(P_L)_t^{\omega_t^L} (P_L)_{t-1}^{\omega_{t-1}^L}, \\ Y_t^* &= S Y_t^{\omega_t^Y} Y_{t-1}^{\omega_{t-1}^Y}, \end{aligned}$$

onde:

R e S são constantes,

A expectativa ponderada deve obedecer as restrições:

$$\omega_t^L + \omega_{t-1}^L = \omega_t^Y + \omega_{t-1}^Y = 1, \quad (1.5.2)$$

$$\omega_t^L, \omega_{t-1}^L, \omega_t^Y, \omega_{t-1}^Y > 0. \quad (1.5.3)$$

Essa formulação permite também a entrada de variáveis defasadas superiores tais como Y_{t-2} , $(P_L)_{t-2}$, Y_{t-3} , $(P_L)_{t-3}$, desde que os pesos atribuídos a elas sejam positivos e sua soma não ultrapasse a unidade. Quando $R = S = 1$, os valores esperados do produto e do custo do trabalho não podem ultrapassar seus respectivos valores presentes, a não ser que t seja um ano (mês) recessivo. Conseqüentemente, em períodos normais, as expectativas estarão sempre abaixo dos valores reais, o que implica erros sistemáticos de previsão dos agentes.

Sobre os pesos dos parâmetros da expectativa ponderada, Clark e Freeman (1980: 514) ressaltam que “if the unity constraint on the sum of the weights is not true, it is likely that the estimated long run elasticities will be downward biased”.

Outra forma de expectativa é a racional, que não apresenta problemas dos erros sistemáticos de previsão das expectativas anteriores. Conforme Hamermesh

(1993: 221), “unless one assumes a quadratic production function and quadratic costs of adjustment, it is exceedingly difficult to derive an explicit solution for the demand for L_t ”. A partir dessa hipótese, é possível obter o seguinte modelo a ser estimado:

$$\ln L_t = c + \gamma_L \ln L_{t-1} + \sum_{m=1}^M \sum_{\kappa=0}^{Nm} w_{t-\kappa}^m \ln z_{m,t-\kappa}, \quad (1.5.4)$$

onde:

w = vetor de pesos atribuídos às variáveis exógenas presentes e defasadas,

z = vetor de variáveis exógenas que explicam a demanda de trabalho.

Nesse modelo não é possível obter parâmetros como σ e ν apresentados anteriormente. (1.5.4) fornece o parâmetro de velocidade de ajustamento e a partir dele, podem-se obter as elasticidades emprego-produto e demanda de trabalho.

1-6: Introduzindo o Parâmetro de Mudança Técnica

Essa seção pretende inserir no modelo outro parâmetro importante em estudos de demanda de trabalho: a mudança tecnológica.

A mudança tecnológica será abordada de acordo com o conceito apresentado por Stevenson (1980: 162): “technological change is defined as an inward movement in input space of the production-isoquant frontier. For a well-behaved production process, after technological advancement it will always be possible to produce the same level of output with at least one input set in which the quantity of each input is less than what would previously have been required. Or conversely, for a given set of inputs, technological advancement permits the production of a larger quantity of output than would have been otherwise attainable.”

Os parâmetros de mudança tecnológica mais utilizados foram derivados dos modelos de crescimento econômico. Seguindo a exposição de Simonsen (1983), descreve-se a função de produção da seguinte forma:

$$Y_t = F(K_t, L_t, t). \quad (1.6.1)$$

Supõe-se que (1.6.1) seja homogênea linear (ou seja, $Y_t = L_t(F_L)_t + K_t(F_K)_t$).

A derivada do produto com relação ao tempo é:

$$\frac{dY_t}{dt} = (F_K)_t \frac{dK_t}{dt} + (F_L)_t \frac{dL_t}{dt} + \frac{\partial Y_t}{\partial t}. \quad (1.6.2)$$

Reescrevendo (1.6.2), chega-se a:

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = k_t \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} \frac{\dot{K}_t}{K_t} + l_t \frac{\partial Y_t}{\partial L_t} \frac{\dot{L}_t}{L_t} + \frac{\partial Y_t}{\partial a} \quad (1.6.3)$$

onde:

$$k_t = \frac{K_t}{Y_t},$$

$$l_t = \frac{L_t}{Y_t}.$$

A equação (1.6.3) mostra que o crescimento do produto deve-se às taxas de crescimento de capital e trabalho ao longo do tempo (representado pelos dois primeiros termos do lado direito da equação) e ao componente de crescimento autônomo $\partial Y_t / \partial a$. Esse componente é reescrito como:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial a} = L_t \frac{\partial (F_L)_t}{\partial a} + K_t \frac{\partial (F_K)_t}{\partial a} \quad (1.6.4)$$

No modelo neoclássico de Hicks, para se estudar $\partial Y_t / \partial a$, fixa-se a razão entre capital e trabalho. Por causa dessa característica, a mudança tecnológica hicksiana é “product-augmenting”. Dividindo os dois lados de (1.6.4) por Y_t obtém-se:

$$\frac{1}{Y_t} \frac{\partial Y_t}{\partial a} = \frac{L_t (F_L)_t}{Y_t} \frac{\partial (F_L)_t}{\partial a} + \frac{K_t (F_K)_t}{Y_t} \frac{\partial (F_K)_t}{\partial a} \quad (1.6.5)$$

(1.6.5) mostra que a mudança tecnológica depende de dois componentes: as elasticidades da demanda dos fatores e a evolução dos preços dos fatores.

Outra característica dessa mudança tecnológica é conhecida por “disembodied technical change”.¹⁸ Este tipo de mudança capta um crescimento espontâneo do produto para uma mesma quantidade de fatores.

Outra forma de se introduzir o progresso tecnológico é supor que a taxa de crescimento do produto dependa da taxa de crescimento de um dos fatores de produção. No modelo de crescimento de Harrod, por exemplo, o crescimento do capital é constante ao longo do tempo, ou seja, $dK_t/dt = \bar{k}Y_t$. Substituindo essa expressão na equação (1.6.3) chega-se a:

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = \bar{k} + l_t \frac{\partial Y_t}{\partial L_t} \frac{\dot{L}_t}{L_t} + \frac{\partial Y_t}{\partial a} \quad (1.6.6)$$

¹⁸ Intriligator (1978: 288-9) define “disembodied technical change” como “a shift in the production function over time reflecting greater efficiency in combining inputs”.

O crescimento do produto, atribuído às inovações tecnológicas, provém de duas fontes: o crescimento autônomo, representado pelo último termo do lado direito, e o incremento de trabalho. Considerando inexistência do crescimento autônomo, ou seja, $(\partial Y_t / \partial \alpha) = 0$, pode-se argumentar que o crescimento do produto é atribuído única e exclusivamente ao trabalho.

Esse tipo de mudança técnica intensiva em trabalho é conhecido como Harrod-neutra. Como explicado por Hommer (1996: 7), “the amount of output obtained from given quantities of capital and labor rises over time - there is technological progress only if the amount of effectiveness labor increases.” Substituindo L_t por L_t^E em (1.6.6), chega-se a:

$$\frac{L_t^E}{Y_t} \frac{\partial Y_t}{\partial L_t^E} \frac{\dot{L}_t^E}{L_t^E} = l_t H_t \frac{\partial Y_t}{\partial (H_t L_t)} \frac{1}{(H_t L_t)} \frac{d(H_t L_t)}{dt} = l_t \frac{\partial Y_t}{L_t \partial H_t} \frac{1}{(H_t L_t)} L_t \dot{H}_t = \frac{H_t}{Y_t} \frac{\partial Y_t}{\partial H_t} \frac{\dot{H}_t}{H_t}, \quad (1.6.7)$$

onde:

$$L_t^E = \text{trabalho efetivo } (L_t^E = H_t L_t),$$

$$H_t = \text{função conhecimento.}$$

A mudança tecnológica Harrod-neutra descrita acima é “embodied in labor”, já que assume, implicitamente, melhora constante da qualidade de trabalho.¹⁹

Ao contrário de Harrod, no modelo de crescimento de Solow, o crescimento do trabalho é constante no tempo ($d L_t / dt = \bar{l} Y_t$). Nesse modelo, a equação (1.6.3) é reescrita como:

$$\frac{1}{Y_t} \frac{d Y_t}{dt} = \bar{l} + k_t \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} \frac{\dot{K}_t}{K_t} + \frac{\partial Y_t}{\partial \alpha}, \quad (1.6.8)$$

onde:

$$\frac{d L_t}{dt} = \bar{l} Y_t.$$

Como não há crescimento autônomo, ou seja, $(\partial Y_t / \partial \alpha) = 0$, o crescimento do produto decorre do capital. Esse tipo de mudança tecnológica intensiva em capital é denominada de Solow-neutra. Substituindo K_t por K_t^E em (1.6.8) obtém-se:

¹⁹ Segundo Intriligator (1965: 65), quando “output increases realized by the improvement quality of factor inputs (both in labor and capital)”, a mudança é “embodied technical progress”.

$$\frac{K_t^E}{Y_t} \frac{\partial Y_t}{\partial K_t^E} \frac{\dot{K}_t^E}{K_t^E} = k_t S_t \frac{\partial Y_t}{\partial (S_t K_t)} \frac{1}{(S_t K_t)} \frac{d(S_t K_t)}{dt} = k_t \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} \frac{1}{(K_t S_t)} K_t \dot{S}_t = \frac{S_t}{Y_t} \frac{\partial Y_t}{\partial S_t} \frac{\dot{S}_t}{S_t}, (1.6.9)$$

onde:

\dot{K}_t^E = capital efetivo ($K_t^E = S_t L_t$),

S_t = função incremento de capital.

A mudança técnica Solow-neutra descrita acima é “embodied in capital”, pois assume constante melhoria da qualidade de capital.

Da exposição acima, Nadiri (1982: 444) resume as definições de mudanças técnicas de acordo com o seguinte quadro:

| | | |
|---|--------|---|
| $\left. \frac{\partial \left(\frac{F_K K}{F_L L} \right)}{\partial \alpha} \right _{\left(\frac{K}{L} \right)}$ | Hicks | $\left\{ \begin{array}{l} >0 \text{ poupadora de trabalho} \\ =0 \text{ neutra} \\ <0 \text{ poupadora de capital} \end{array} \right.$ |
| $\left. \frac{\partial \left(\frac{F_K K}{F_L L} \right)}{\partial \alpha} \right _{\left(\frac{K}{Y} \right)}$ | Harrod | $\left\{ \begin{array}{l} >0 \text{ poupadora de trabalho} \\ =0 \text{ neutra} \\ <0 \text{ poupadora de capital} \end{array} \right.$ |
| $\left. \frac{\partial \left(\frac{F_K K}{F_L L} \right)}{\partial \alpha} \right _{\left(\frac{L}{Y} \right)}$ | Solow | $\left\{ \begin{array}{l} >0 \text{ poupadora de trabalho} \\ =0 \text{ neutra} \\ <0 \text{ poupadora de capital} \end{array} \right.$ |

FIGURA 1 – Mudança técnica

Nadiri (1982: 445) faz importante observação: “the embodiment effect should be clearly distinguished from the augmentation effect and quality correction of the inputs. The augmentation effect means that the productivity increase of an input due to technical advances is expressed as equivalent to a specific increase in its quantity. Embodiment of technical change in capital, for example, could perfectly well produce purely labor-augmenting (but nonetheless capital-embodied) technical change. Nor should all quality improvement in an input be considered equivalent to the embodiment effect. The latter refers only to quality improvement associated with vintage of capital or cohort of labor. For example, productivity increases due to sex

and race characteristics at a point in time *are not* part of the embodiment effect, while improvements due to age and education *are* part of it.”

A função de produção $Y = Y(F(L, K), t)$ descreve a mudança Hicks-neutra, conforme Lau (1978). Se a mudança técnica for Harrod-neutra, utiliza-se a função de produção $Y = Y(F(L, t), K)$. A função de produção $Y = Y(L, F(K, t))$ representa a mudança tecnológica Solow-neutra.

Coen e Hickman (1970) trabalham com seguinte função:

$$Y = e^{\tau_y t} (AK^\alpha L^\beta), \quad (1.6.10)$$

onde:

τ_y = parâmetro de mudança tecnológica Hicks-neutra.

A equação derivada da condição marginal de maximização de lucro é:

$$\ln L = \ln(1 - \alpha) - \tau_y t - \ln\left(\frac{P_K}{P_Y}\right) + \ln Y. \quad (1.6.11)$$

Romer (1996) alerta que (1.6.10) pode ser redefinida como $Y = A(e^{\tau_y t} K^\alpha)L^\beta$ ou $Y = AK^\alpha(e^{\tau_y t} L^\beta)$. Isto é, a introdução de uma tendência determinística não identifica o tipo de mudança técnica.

Uma segunda forma de estimar o parâmetro tecnológico foi utilizada por Sato (1977) e Reenen (1997), partindo da seguinte função de produção CES:

$$Y = A_0 e^{\tau_y t} \left[\left(A_1 e^{\tau_L t} L \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \left(A_2 e^{\tau_K t} K \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}},$$

onde:

$A_0 e^{\tau_y t}$ = mudança Hicks-neutra ($\tau_y > 0$),

$A_1 e^{\tau_L t}$ = mudança Harrod-neutra ($\tau_L > 0$),

$A_2 e^{\tau_K t}$ = mudança Solow-neutra ($\tau_K > 0$).

A CPO do trabalho é:

$$P_Y \frac{\partial Y}{\partial L} = A_Y \frac{\sigma-1}{\sigma} A_L \frac{\sigma-1}{\sigma} L^{-\frac{1}{\sigma}} Y^{\frac{1}{\sigma}} = P_L, \quad (1.6.12)$$

onde:

$$A_Y = A_0 e^{\tau_y t},$$

$$A_L = A_1 e^{\tau_L t}.$$

Simplificando (1.6.12), chega-se a:

$$\ln L_t = \ln A_0 + \ln A_1 + dt - \sigma \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)_t + \ln Y_t, \quad (1.6.13)$$

onde:

$$d = (\sigma - 1)(\tau_Y + \tau_L).$$

d possui as seguintes possibilidades de interpretação:

- 1) $d < 0$. Caso I: se $\sigma < 1$, então o crescimento do produto advém da mudança Hicks neutra e/ou Harrod-neutra,

Caso II: se $\sigma > 1$, a tecnologia é poupadora de trabalho. As mudanças Hicks-neutra e Harrod-neutra não são observadas.

- 2) $d > 0$. Caso III: se $\sigma < 1$, os resultados são os mesmos que o caso anterior.

Caso IV: $\sigma > 1$, os resultados são os mesmos que o primeiro caso.

Berndt e Khaled (1979) introduzem os parâmetros tecnológicos na função custo CD de acordo com a equação abaixo:

$$C = c(P_L)^\alpha (P_K)^\beta Y e^{\tau_Y t} (P_L)^{\tau_L t} (P_K)^{\tau_K t}.$$

Garante-se a homogeneidade linear nos preços impondo $\tau_L + \tau_K = 0$. Para a análise dos coeficientes, Berndt e Khaled (1979: 1224) descrevem que “technical change is Hicks neutral at a constant exponential rate of τ_Y if $\tau_L = \tau_K = 0$. Furthermore, technical change is input i saving, i neutral or i using according as τ_i is less than, equal to, or greater than zero, respectively ($i = K, L$)”.

Aplicando o lema de Shephard, chega-se a:

$$L_t = c(\alpha + \tau_L t) (P_L)^{\alpha + \tau_L t - 1} (P_K)^{\beta + \tau_K t} e^{\tau_Y t} Y.$$

Supondo que a função de produção é homogênea linear ($\alpha + \beta = 1$), a última equação pode ser reescrita como:

$$\ln L_t = c + \ln(\alpha + \tau_L t) + \tau_Y t + \tau_L t \ln(P_L)_t + \tau_K t \ln(P_K)_t + (\alpha - 1) \ln \left(\frac{P_L}{P_K} \right)_t + \ln Y_t.$$

Essa representação diferencia-se das anteriores pelo fato de introduzir explicitamente diversos tipos de mudanças tecnológicas. Para tanto, perdeu-se a

forma de representação log-linear do modelo. Diferenciando-a, chega-se à seguinte formulação:

$$\Delta \ln L_t = \ln \left[\frac{\alpha + \tau_L t}{\alpha + \tau_L (t-1)} \right] + \tau_Y \Delta + \tau_L \Delta [\ln(P_L)_t] + \tau_K \Delta [\ln(P_K)_t] + (\alpha - 1) \Delta \ln \left(\frac{P_L}{P_K} \right)_t + \Delta \ln Y_t. \quad (1.6.14)$$

Admite-se a hipótese de que

$$\ln \left[\frac{\alpha + \tau_L t}{\alpha + \tau_L (t-1)} \right] \cong \ln \left[\frac{\alpha + \tau_L (t+1)}{\alpha + \tau_L t} \right] \cong cte,$$

(1.6.14) pode ser uma representação log-linear em primeira diferença.

Simonsen (1983) observa que todos os modelos sugeridos acima tratam a mudança tecnológica como uma variável exógena. Essa hipótese é questionável porque as firmas podem ser induzidas a inovações tecnológicas advindas de pesquisas de novos produtos ou de desenvolvimento de novos processos de produção. Tais inovações dificilmente serão constantes ao longo do tempo como os modelos descritos anteriormente. Ademais, a própria alteração dos preços relativos dos fatores pode induzir as firmas a realizarem suas pesquisas para diminuir o uso do fator relativamente mais caro. Essas considerações indicam a existência de um fator endógeno na mudança técnica que não é captado nos modelos acima.

TABELA 1 – RESUMO DAS EQUAÇÕES LOG-LINEARES

(continua)

| Equação | Função | Hipótese comportamental | Outras Hipóteses | Cálculo dos parâmetros de Interesse |
|--|--------|-------------------------|------------------|---|
| $\ln L_t = c + a \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)_t + b \ln Y_t$ | CD | max. Lucro | CM | $c = \ln(1 - \alpha)$ |
| | CD | min Custo | $P_k \cong P_f$ | $\eta_{L,L} = a$ |
| | ESC | | | $\sigma = -a$ |
| | CD | min Custo | $P_k \cong P_f$ | $\eta_{L,L} = a; v = 1/b$ |
| | ESC | min Custo ou max Lucro | CM | $\sigma = -a; v = \frac{1+a}{a+b}$ |
| | ESCÑH | | CM | $\sigma = -a; \vartheta = \left(\frac{1}{2} \right) \left(1 + \frac{b}{a} \right)$ |
| $\ln L_t = c + g \ln L_t + a \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)_t + b \ln Y_t$ | CD | min Custo | $P_k \cong P_f$ | $\eta_{L,L} = \frac{a}{(1-g)}; v = \frac{1}{b(1-g)}; \gamma = g$ |
| | ESC | min Custo ou max Lucro | CM | $\sigma = \frac{a}{(1-g)}; v = \frac{(1-g)+a}{a+b}; \gamma_L = g$ |
| | ESCÑH | | CM | $\sigma = \frac{a}{(1-g)}; \vartheta = \left(\frac{1}{2} \right) \left(1 + \frac{b}{a} \right); \gamma_L = g$ |
| | | | | $\gamma_L = g$ |

(continuação)

| Equação | Hipótese sobre os valores estimados | Função | Hipótese comportamental | Outras Hipóteses | Cálculo dos parâmetros de Interesse |
|--|--|--------|-------------------------|------------------|---|
| $\ln L_t = c + \sum_{i=1}^2 g_i \ln L_{t-i} + \sum_{j=0}^1 a_j \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)_{t-j} + b \ln Y_t$ | $I > \gamma_L > 0;$ $I > \lambda_Y > 0$ | CD | min Custo | $P_K \equiv P_Y$ | $\eta_{L,L} = - \frac{a_1(a_0 + a_1)}{a_0 + g_2(a_0 + a_1)};$ $\gamma_L = - \frac{g_2(a_0 + a_1)}{a_0}$ $\nu = \frac{a_0}{b} \left(\frac{a_1 + g_2(a_0 + a_1)}{a_1(a_0 + a_1)} \right); \lambda_Y = \frac{a_0}{a_1 + a_0}$ |
| | | ESC | min Custo ou max Lucro | CM | $\eta_{L,L} = - \frac{a_1(a_0 + a_1)}{a_0 + g_2(a_0 + a_1)}$ $\nu = \frac{a_0}{(b + a_0)} \left(\frac{a_1 + (g_2 + a_1)(a_0 + a_1)}{a_1(a_0 + a_1)} \right)$ $\lambda_Y = \frac{a_0}{a_1 + a_0} \quad \gamma = - \frac{g_2(a_0 + a_1)}{a_0}$ |
| $\ln L_t = c + g \ln L_{t-1} + \sum_{j=0}^1 a_j \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)_{t-j} + \sum_{j=0}^1 b_j \ln Y_{t-j}$ | $I > g > 0$ $\sum_{j=0}^1 \omega_{t-j}^P = \sum_{j=0}^1 \omega_{t-j}^Y = 1$ $I \geq \omega_{t-j}^P, \omega_{t-j}^Y \geq 0$ | ESC | min Custo ou max Lucro | CM | $\sigma = - \frac{(a_0 + a_1)}{(1-g)}; \gamma_L = g;$ $\nu = \frac{(1-g) + (a_0 + a_1)}{(b_0 + b_1) + (a_0 + a_1)};$ $\omega_{t-1}^P = \frac{a_0}{(a_0 + a_1)}; \omega_{t-1}^Y = \frac{a_1}{(a_0 + a_1)};$ $\omega_{t-1}^Y = \frac{b_0}{(b_0 + b_1)}; \omega_{t-1}^Y = \frac{b_1}{(b_0 + b_1)}$ |
| $\ln L_t = c + d + g \ln L_{t-1} + \sum_{j=0}^1 a_j \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)_{t-j} + \sum_{j=0}^1 b_j \ln Y_{t-j}$ | Igual ao modelo anterior | ESC | min Custo ou max Lucro | CM | $(\sigma - 1)(\tau_Y + \tau_L) = \frac{d}{(1-g)}$ |

CM= Condição Marginal

Demais parâmetros: Igual ao anterior

Capítulo II: Revisão da Literatura

Introdução

Esse capítulo é uma revisão da literatura sobre demanda de mão-de-obra industrial no Brasil nas últimas três décadas. Três períodos podem ser identificados. Na década de setenta, a polêmica girava em torno da possibilidade de os empresários serem sensíveis às alterações de preços relativos dos fatores de produção. Na década seguinte, os trabalhos procuraram entender como os empresários ajustavam a quantidade de trabalho ao longo dos ciclos econômicos. Na década de noventa as preocupações foram entender os efeitos do processo de abertura comercial sobre o setor industrial e a substituição entre horas trabalhadas e número de empregados.

Denominam-se os trabalhos situados nos anos setenta, oitenta e noventa como, respectivamente, de primeira, segunda e terceira geração. Dentro de cada geração há pontos comuns que serão discutidos nas três seções deste capítulo.

II-1: A Primeira Geração

O Brasil entre as décadas de quarenta e sessenta sofreu profundas transformações econômicas, marcadas pelo Processo de Substituição de Importações (PSI). A economia do País, que era agrário-exportadora, passou a ser industrial.

Essa industrialização sofreu várias críticas por não cumprir o papel de absorver trabalhadores provenientes das áreas rurais. Duas delas destacam-se: a estruturalista e a de mercado.

Para a escola estruturalista, vários pontos podem explicar o fenômeno: aumento da demanda por produtos "capital-intensivo", causado pela concentração de renda; rigidez de substituição de fatores de produção, explicada pela utilização de

tecnologias importadas; mudança tecnológica intensiva em capital;¹ crescimento lento do produto interno provocado pela baixa elasticidade da demanda de produtos primários e ineficiência do cultivo da terra.

Os caminhos apontados para incrementar a taxa de crescimento do emprego, segundo essa escola, passam por fatores institucionais, como a reforma agrária e a distribuição de renda. Tyler (1974: 94) ressalta que “for the ‘structural critics’ relative factor prices are of little importance. Seen in this fashion, wage policy is primarily a distributive instrument.”

↘ A crítica de mercado aponta para as distorções de preços relativos dos fatores de produção, provocadas pela ingerência do governo na economia. Essa intervenção favoreceu a expansão da produção baseada em tecnologias intensivas em capital. Isto era uma aparente contradição à lógica econômica, sendo o trabalho o fator abundante.² As ações governamentais que distorceram os preços relativos dos fatores foram, entre outras: legislação sobre o salário mínimo; criação de incentivos fiscais, creditícios e cambiais para promover a industrialização (incentivos para a importação de máquinas e equipamentos, empréstimos com taxas de juros negativas, resolução 34/18 para investimentos no Nordeste, etc.); elevação das alíquotas sobre a folha de pagamentos das empresas para financiamento da previdência social e de outros programas públicos.³

Destacam-se quatro trabalhos: Goldman et al. (1971), Bacha et al. (1972), Tyler (1974) e Jatobá (1974). Todos procuraram captar a sensibilidade da demanda de mão-de-obra frente às alterações dos custos do fator trabalho.

Goldman et al. (1970), Tyler (1974) e Jatobá (1974), trabalhando com dados em “cross section”, estimaram os parâmetros demanda de mão-de-obra derivada do problema de maximização de lucro utilizando a função CES. Bacha et al. (1972) e

¹ Lecraw (1979: 631) afirma que “only a limited range of efficient technologies – all in capital-intensive – are available to firms in less developed countries so that they have no choice but to employ a technology.”

² Hicks (1963: 124-5) já postulava que “the real reason for the predominance of labour-saving inventions is surely that which was hinted at our discussion of substitution. A change in the relative prices of the factors of production is itself a spur to invention, and to invention of a particular kind – directed to economising the use of a factor which has become relatively expensive. The general tendency to a more rapid increase of capital than labour which has marked European history during the last few centuries has naturally provided a stimulus to labour-saving invention.”

³ Os aumentos de impostos sobre o trabalho sob o argumento de proteção dos trabalhadores, foram denominados de “garantismo legal” por Pastore (1997). A ampliação e elevação das alíquotas dos encargos sociais, ao longo dos anos, acabaram por piorar a situação dos trabalhadores, segundo o autor. Mais detalhes sobre os encargos estão no apêndice 2.

Jatobá (1974) estimaram a demanda de mão-de-obra a partir de uma fórmula funcional para dados de séries temporais.

Seguem-se as equações utilizada pelo primeiro grupo de autores:

$$\ln\left(\frac{V}{L}\right)_{im} = c + \sigma \ln(P_L)_{im}, \quad (2.1.1)$$

$$\ln\left(\frac{K}{L}\right)_{im} = \frac{\sigma\delta_K}{\delta_L} + \sigma \ln\left(\frac{P_L}{P_K}\right)_{im}, \quad (2.1.2)$$

onde:

i = um estado brasileiro,⁴

m = um setor industrial segundo a classificação do IBGE.

A equação do segundo grupo de autores parte da fórmula funcional abaixo:

$$L_{it} = L((P_L)_{it}, Q_{it}, \tau_{it}),$$

onde:

Q = valor da produção (Bacha et al.) ou valor adicionado (Jatobá),

τ = parâmetro tecnológico,

Ambos os autores empregam a seguinte fórmula:

$$\ln L_{it} = cte' + b \ln(P_L)_{it} + c \ln Q_{it}. \quad (2.1.3)$$

Bacha et al. (1972) interpretaram b como a elasticidade custo do emprego ($\eta_{L,L}$ - equação (1.3.2)). Para Jatobá, b pode ser tanto a elasticidade-substituição entre capital e trabalho (σ - equação (1.3.7), supondo $\nu = 1$), como a elasticidade custo do emprego. Na tabela 1, encontram-se as hipóteses sob as quais a equivalência entre os dois parâmetros ocorre. c , para ambos os autores, é a elasticidade emprego-produto (e_{LY}).

Bacha et al. (1972) constataram a baixa geração de postos de trabalho na indústria. O produto industrial expandiu assustadoramente durante as décadas de cinquenta e sessenta, sem o acompanhamento do número de postos de trabalho na mesma proporção. Descontados os ganhos de produtividade, os autores imaginaram que a baixa absorção de mão-de-obra era explicada pela elevação do seu custo decorrente de aumentos dos encargos trabalhistas legais. Também previram elevação dos custos de manutenção do sistema previdenciário, que seriam arcados por uma

⁴ Tyler considera todos os estados da federação na época. Goldman et al. e Jatobá restringem a amostra aos estados do Nordeste.

base cada vez mais reduzida de trabalhadores inseridos no mercado legal.⁵ Propuseram uma política de estímulo de contratação via redução e/ou eliminação de alguns encargos que incidiam sobre a folha de pagamento das empresas, substituindo-os por um imposto sobre vendas. Para corroborar a proposta, estimaram as elasticidades da demanda de trabalho dos setores da indústria de transformação por mínimos quadrados ordinários aplicado às séries temporais entre 1949 e 1969,⁶ e simularam alguns resultados que indicaram crescimento da contratação de trabalhadores e da arrecadação previdenciária.

Para Tyler, a legislação do salário mínimo gerava distorções no mercado de trabalho, aumentando o poder de barganha dos trabalhadores por melhores remunerações. A eliminação das distorções incitaria a absorção de mão-de-obra pela indústria. Essa conclusão foi derivada dos cálculos da elasticidade-substituição entre capital e trabalho, obtidos pela regressão de (2.1.1) com dados em “cross section” dos setores industriais do ano de 1959.⁷ As estimativas permitiram avaliar os impactos sobre o emprego caso houvesse uma redução do salário médio dos trabalhadores não qualificados do setor industrial (que recebiam em média 1,25 s.m. em 1968) para o valor do salário sombra dos trabalhadores sem qualificação.⁸ Tyler também estimou a elasticidade-substituição utilizando dados somente de empresas multinacionais. O resultado mostrou que essas firmas reagiam as variações dos preços relativos dos fatores, contrariando a hipótese estruturalista de que, para tecnologias importadas, o parâmetro de substituição era nulo.

Goldman et al. e Jatobá estudaram o problema da absorção de mão-de-obra para a região Nordeste. Justificavam-se esses estudos pelos diversos projetos governamentais de estímulo à abertura de novas indústrias na região. Goldman et al. preocuparam-se com as escolhas de tecnologias das novas empresas *vis à vis* o número de postos de trabalho que seriam criados. Os autores constataram que grande parte das indústrias instaladas não atendiam ao contingente de mão-de-obra migrante da zona rural nordestina.⁹ Segundo Goldman et al. (1971: 338), “por força da

⁵ Em 1968, somente 43% da força de trabalho não-agrícola contribuía para o sistema previdenciário, segundo dados dos autores.

⁶ Fonte dos dados: Censos Econômicos de 1950 e 1960. Registros e Pesquisas Industriais, vários anos.

⁷ Fonte dos dados: Censo Econômico - 1960.

⁸ O salário sombra foi calculado por Cline (1970) e publicado no artigo do IPEA denominado de “Preço sombra da mão-de-obra no Brasil: estimativas preliminares”.

⁹ Fonte dos dados: projetos aprovados pela SUDENE para obter os recursos especiais do BNDES, entre o período de 1962 e 1970.

natureza intensamente capitalizada do programa regional de industrialização, teve ele importância extremamente limitada para a solução da problemática regional de desemprego e subemprego urbano".

Jatobá fez duas modalidades de regressão: a "cross section" para o ano de 1968, e séries temporais entre 1949 e 1969.¹⁰ Nessa última, constatou-se a existência de mudanças estruturais nas séries, permitindo a identificação de períodos tecnológicos distintos.¹¹ Os coeficientes estimados das séries temporais foram comparados com os mesmos coeficientes de São Paulo. Jatobá (1974: 108) concluiu que "a demanda por mão-de-obra no setor manufatureiro do Nordeste foi mais elástica, em média, do que em São Paulo".

Segue-se a tabela com os valores estimados dos trabalhos citados.

TABELA 2 – ESTIMATIVAS DA ELASTICIDADE-SUBSTITUIÇÃO E ELASTICIDADE DEMANDA DE MÃO-DE-OBRA DOS TRABALHOS DA PRIMEIRA GERAÇÃO

| Indústria | "Cross Section" | | | | Séries Temporais | | |
|------------------------|--------------------------------|-----------------------|---------------------------------|--|--|--------------------------|-------------------------------------|
| | (1) Tyler 1959 7<n<26 | (2) Macedo 1969 | (3) Jatobá 1969 5<n<10 | (4) Goldman et al.1962/70 18<n<73 | (5) Bacha et al. 1949/69 n=17 | (6) Macedo 1966/70 | (7) Jatobá 1949/69 10<n<18 |
| Minerais Não-metálicos | 1,07 | 0,81 | 1,69 | 0,89 | -0,21 | -0,56 | -0,68 |
| Metalúrgico | 0,79 | 0,84 | 0,57 | 0,71 | -0,40 | -0,06 | +0,04 |
| Mecânica | 1,55 | 1,08 | 1,06 | 0,60 | -0,72 | -0,75 | -0,50 |
| Material Elétrico | 1,06 | 0,95 | - | | -0,21 | -0,45 | +0,18 |
| Material de Transporte | 0,73 | 1,13 | 1,17 | 0,77 | -0,29 | -0,89 | +0,29 |
| Madeira | 0,92 | 1,02 | 1,08 | | -0,31 | - | -1,25 |
| Mobiliário | 0,89 | 0,81 | 1,32 | 0,84 | -3,22 | -3,22 | -0,92 |
| Papel e Papelão | 1,56 | 0,97 | 0,21 | | -0,89 | -0,89 | +0,31 |
| Borracha | 1,09 | 1,16 | 1,07 | 0,86 | -0,50 | -0,48 | -0,62 |
| Couro e Peles | 0,66 | 0,82 | 0,96 | | -0,02 | - | -0,55 |
| Fumo | 1,43 | 1,26 | 1,25 | 0,95 | -0,17 | -0,60 | -0,29 |
| Química | 0,87 | 0,70 | 0,60 | | -0,81 | -1,02 | -0,03 |
| Farmacêutica | 0,77 | 1,34 | - | 0,79 | - | -0,90 | - |
| Materiais Plásticos | 2,67 | 1,25 | - | | - | -0,85 | - |
| Têxteis | 0,44 | 0,70 | 1,33 | 0,93 | -0,53 | -0,78 | -0,92 |
| Vestuário e Calçados | 1,08 | 1,05 | 1,25 | | -0,40 | -0,40 | -0,89 |
| Alimentos | 0,80 | 0,96 | 0,62 | 0,93 | -0,44 | -0,22 | -1,11 |
| Bebidas | 1,36 | 1,66 | 1,41 | | -0,01 | -1,42 | -0,64 |
| Editorial e Gráfica | 1,01 | 1,04 | 1,07 | - | -0,23 | -0,37 | -0,77 |
| Total | 1,00 | 0,81 | - | - | -0,29 | -0,50 | - |

Fonte: (1) Tyler (1974), p.98

(2) Macedo (1975), p.164

(3) Jatobá (1974), p.83

(4) Goldman et al. (1971), p.357

(5) Bacha et al. (1972), p.170

(6) Macedo (1975), p.164

(7) Jatobá (1974), p.93-4

Os resultados apontaram a existência de substituição entre capital e trabalho, a despeito do avanço tecnológico. Portanto, o governo poderia promover o aumento

¹⁰ Fonte dos dados: Censos Econômicos de 1950 e 1960, Pesquisas Industriais, vários anos.

¹¹ A quebra ocorreu em 1962 para os setores de bebidas, fumo, vestuário e calçados, química; em 1965, para o setor têxtil; e, em 1966, para os setores couro e peles, minerais não-metálicos e mobiliário.

dos empregos industriais reduzindo as distorções dos preços relativos entre os fatores e deixando o mercado agir livremente.¹²

Macedo (1974: 53) apresenta críticas aos trabalhos anteriores. De acordo com o autor, "the question that emerges is whether these results are jeopardized by the existence of analytical and empirical difficulties, as was the case in the interpretation of magnitude of parameter estimates in terms of particular structural models".

Partindo da equação:

$$\left(\frac{V}{L}\right)_{im} = a(P_L)_{im}^{\beta}, \quad (2.1.4)$$

e comparando-a com a seguinte equação:

$$\left(\frac{V}{L}\right)_{im} = a \frac{V_{im}}{(P_L L)_{im}} \frac{(P_L L)_{im}}{L_{im}} = a \frac{V_{im}}{(P_L L)_{im}} (P_L)_{im}, \quad (2.1.5)$$

prova-se que:

- 1) se $\frac{V_m}{(P_L L)_m}$ for aproximadamente constante entre os estados, então $\beta \rightarrow 1$;
- 2) se $\frac{V_m}{(P_L L)_m}$ for variável entre os estados e $\text{corr}\left(\frac{V_m}{(P_L L)_m}, (P_L)_m\right) \cong 0$, então $\beta \rightarrow 1$.

Conforme Macedo (1975: 152), "pode-se concluir, portanto, que as estimativas da elasticidade de substituição obtidas, no caso brasileiro, a partir de dados de "cross section", entre estados, são cobertas de ambigüidades. Elas mostram elasticidades de substituição que não diferem significativamente da unidade (...). Esse resultado pode ser interpretado como um acidente estatístico, criado pela natureza da equação de medida de P_L , utilizados no trabalho de estimativa, juntamente com as variações de $P_L L/V$ não explicados pelo modelo subjacente ao experimento".

A crítica de Macedo (1974) para os trabalhos de séries temporais parte da seguinte equação:

¹² Conforme Tyler (1974: 102) "the elimination of the distortion in unskilled wages would certainly affect the long-run-growth of the economy, allowing for the development of an industrial structure more consistent with the Brazil's international comparative advantage."

$$\bar{P}_L = \frac{P_{L_1} L_1 + P_{L_2} L_2}{L_1 + L_2}, \quad (2.1.6)$$

onde:

\bar{P}_L = custo médio por trabalhador,

L_1 = número de trabalhadores não-qualificados,

L_2 = número de trabalhadores qualificados,

P_{L_1} = custo do trabalhador não-qualificado,

P_{L_2} = custo do trabalhador qualificado.

Derivando (2.1.6) em relação P_{L_1} chega-se a:

$$\frac{\partial \bar{P}_L}{\partial P_{L_1}} = \frac{(L_1 + L_2)P_{L_1} - (P_{L_1} L_1 + P_{L_2} L_2)}{(L_1 + L_2)^2} = \frac{(P_{L_1} - P_{L_2})L_2}{(L_1 + L_2)^2}. \quad (2.1.7)$$

De (2.1.7), formula-se a proposição: se $P_{L_1} < P_{L_2}$, então $(\partial \bar{P}_L / \partial P_{L_1}) < 0$.

Esse resultado fez Macedo (1976: 245) concluir que "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". Se os salários forem contra-cíclicos e os trabalhadores não-qualificados os primeiros a serem demitidos, espera-se correlação negativa entre o número de empregados e o salário médio. Portanto, o sinal negativo não representa a resposta das firmas frente à elevação dos custos da mão-de-obra. Os aumentos dos salários reais são causados pela dispensa de trabalhadores, e não o contrário.

II-2: A Segunda Geração

Alguns pontos comuns sobre os trabalhos da década de oitenta são: estudo do emprego ao longo dos ciclos econômicos para capturar os efeitos de curto e longo prazo da elasticidade emprego-produto (decisão entre contratar mão-de-obra ou usar mais intensivamente a mão-de-obra empregada); introdução do componente tecnológico; e introdução de outros argumentos nas funções demanda de mão-de-obra, tais como preços e insumos intermediários, imperfeições de mercado e variáveis de ajuste sazonal.

Calabi e Luque (1985) enfocaram o comportamento da absorção de mão-de-obra de curto prazo ao longo do ciclo econômico. Constataram que as taxas de absorção de emprego variavam muito entre os setores industriais ao longo dos anos, indicando diversidade de técnicas de produção. Dois fatores explicativos seriam a medida incorreta da utilização do fator trabalho¹³ e o nível de utilização do capital instalado.

Outro resultado observado foi a taxa média anual de absorção de mão-de-obra¹⁴ na indústria inferior nos períodos de expansão em comparação aos períodos de contração do crescimento. Calabi e Luque (1985: 39) concluíram que “aparentemente, aumentou a velocidade de ajuste do emprego nas contrações cíclicas e diminuiu a rapidez de ajuste de emprego nas expansões; pelo menos, são mais estáveis as taxas de absorção nas recessões.”

Em seguida, duas equações foram estimadas:¹⁵

$$\ln L_{mt} = c + \sigma \ln(P_L)_{mt} + c_0 \ln Q_{mt}, \quad (2.2.1)$$

$$\frac{\Delta L_{mt}}{L_{mt}} = c_1 e_1 + b_1 \frac{\Delta(P_L)_{mt}}{(P_L)_{mt}} + c_1 \frac{\Delta Q_{mt}}{Q_{mt}}, \quad (2.2.2)$$

onde:

Δ = operador diferença.

Os resultados gerais sugeriram que o emprego era mais sensível às variações de produção do que às variações de custo. Os autores também tentaram captar o ajuste entre produção e emprego no curto prazo através das equações:

$$\text{corr}(\Delta L_{mt}, \Delta Q_{mt}); \text{corr}(\Delta L_{mt}, \Delta Q_{m(t-1)}); \dots; \text{corr}(\Delta L_{mt}, \Delta Q_{m(t-12)}).$$

Como as correlações mais significativas não eram entre as variáveis contemporâneas, as firmas estariam ajustando primeiramente o número de horas trabalhadas e, posteriormente, o número de trabalhadores.

¹³ Defendiam a medida em horas trabalhadas em vez de número de trabalhadores.

¹⁴ Definição de taxa média anual de absorção de mão-de-obra: crescimento da média anual do emprego relativamente à de produção.

¹⁵ Fonte dos dados: ICI e PIM-DG – IBGE. Os dados foram dessazonalizados pelas médias móveis anuais entre 1971 e 1981. (2.2.1) e (2.2.2) foram estimadas por Corc, que se aplica na presença de autocorrelação de primeira ordem dos resíduos ou quando a variável dependente defasada entra como variável explicativa na equação. Para mais detalhes, ver Johnston e DiNardo (1997), capítulo 6.

Chahad e Luque (1986) também observaram que a taxa média anual de absorção de mão-de-obra na indústria foi menor nos períodos de expansão que nos períodos de contração do crescimento.

Os autores estimaram um modelo de demanda de mão-de-obra a partir do modelo de minimização de custos dos fatores de produção utilizando a seguinte função de produção CD:

$$Q_{mt} = A(K^*)^{\alpha} (LH^*)^{\beta}, \quad (2.2.3)$$

onde:

H = número de horas trabalhadas por empregado,

K^* = quantidade ótima de capital,

$(LH)^*$ = quantidade empregada ótima de trabalho.

Supuseram que $(LH)^*$ seguisse um ajustamento parcial descrito pela equação (1.4.1) e H e K^* constantes. Chegaram à seguinte equação:^{16,17}

$$\ln L_{mt} = c + a_1 \ln L_{m,t-1} + a_2 \ln \left(\frac{P_K}{P_L} \right)_{mt} + a_3 \ln Q_{mt}, \quad (2.2.4)$$

Entretanto, os resultados dos parâmetros estimados seriam meros indicativos, devido aos inúmeros problemas estatísticos encontrados, como advertiram os autores.¹⁸ O ajuste entre os setores mostraram-se bastante diferentes, as indústrias apresentaram rendimentos crescentes de escala e o grau de absorção de mão-de-obra não se mostrou sensível a mudanças dos preços relativos dos fatores.

Barata (1987) propôs uma reformulação da função de produção CES, argumentando que a não introdução de insumos intermediários na função de produção poderia gerar dois vieses dos estimadores de mínimos quadrados: omissão de variáveis relevantes (insumos intermediários) e omissão dos efeitos que alterações dessas variáveis deram sobre as demais variáveis do modelo.¹⁹ Parte-se do seguinte problema de maximização:

$$\pi = \max \{ P_Y Y - P_L L - P_K K - p'_n k_n Y \},$$

onde:

¹⁶ Fonte dos dados: ORTN (preço do capital), DESDE e PIM-DG (demais variáveis).

¹⁷ Os autores omitiram a tendência determinística visto que não se mostrou significativa.

¹⁸ Por exemplo, a ORTN não seria uma boa "proxy" para mensurar o retorno de capital.

¹⁹ Ver apêndice 1 sobre as condições para se trabalhar com função valor adicionado em vez de função de produção.

k_a = vetor de coeficientes de insumo-produto.

Da solução do problema de maximização, o autor chegou a:²⁰

$$\ln\left(\frac{Y_{im}}{L_{im}}\right) = cte + \sigma \ln\left(\frac{(P_L L)_{im} Y_{im}}{L_{im} V_{im}}\right) \quad (2.2.5)$$

Concluiu-se que as elasticidades calculadas por este método eram superiores às calculadas pelo método tradicional (equação (2.1.1)). Isso indicou que a alteração de preços relativos poderia ter efeitos mais expressivos sobre a absorção de mão-de-obra no longo prazo.

Martins Alves (1989) estudou os parâmetros de demanda de trabalho das indústrias mineiras. Supôs-se o seguinte problema de maximização de lucro, a partir da CES:

$$\pi = \max \left\{ P_Y \left[\delta_K (e^{\tau_K} K_{mt})^{-\rho} + \delta_L (e^{\tau_L} L_{mt})^{-\rho} \right]^{-\left(\frac{\nu}{\rho}\right)} - P_K K - P_L L \right\},$$

Das CPOs, obteve-se:

$$\ln\left(\frac{K}{L}\right)_{mt}^* = c + dt + \sigma \ln\left(\frac{P_L}{P_K}\right)_{mt},$$

onde:

$$d = (1 - \sigma)(\tau_L - \tau_K),$$

$$\left(\frac{K}{L}\right)^* = \text{razão ótima entre capital e trabalho.}$$

O autor sugeriu ainda que $(K/L)^*$ seguisse um modelo de ajustamento parcial (equação (1.4.1)). Foi introduzida também uma variável dummy (D) para captar o “efeito ano” que alterou o intercepto da função de produção na sua forma linear e mostrou-se significativa para esse modelo. Por fim, desagregou-se a mão-de-obra em qualificados e não qualificados.²¹ Após manipulação algébrica, obtiveram-se as seguintes equações:²²

$$\ln\left(\frac{K}{L}\right)_{mt} = c + \gamma_{\left(\frac{K}{L}\right)} dt + \gamma_{\left(\frac{K}{L}\right)} \sigma \ln\left(\frac{P_L}{P_K}\right)_{mt} + \left(1 - \gamma_{\left(\frac{K}{L}\right)}\right) \ln\left(\frac{K}{L}\right)_{m-1} + \Phi D, \quad (2.2.9)$$

²⁰ (2.2.5) foi estimada por mínimos quadrados. Fonte dos dados: Censo Econômico de 1980.

²¹ O autor utiliza como “proxies” trabalhadores ligados à administração e ligados à produção, respectivamente.

²² Fonte dos dados: Pesquisas Industriais Anuais e Censos Econômicos.

$$\ln\left(\frac{K}{L_1}\right)_m = c_2 + \gamma_{\left(\frac{K}{L_1}\right)} d_2 t + \gamma_{\left(\frac{K}{L_1}\right)} \sigma_2 \ln\left(\frac{P_{L_1}}{P_K}\right)_m + \left(1 - \gamma_{\left(\frac{K}{L_1}\right)_2}\right) \ln\left(\frac{K}{L_1}\right)_{m-1} + \Phi_2 D, \quad (2.2.10)$$

$$\ln\left(\frac{K}{L_2}\right)_m = c_2 + \gamma_{\left(\frac{K}{L_2}\right)} d_2 t + \gamma_{\left(\frac{K}{L_2}\right)} \sigma_2 \ln\left(\frac{P_{L_2}}{P_K}\right)_m + \left(1 - \gamma_{\left(\frac{K}{L_2}\right)_2}\right) \ln\left(\frac{K}{L_2}\right)_{m-1} + \Phi_2 D, \quad (2.2.11)$$

onde:

$\gamma_{\left(\frac{K}{L}\right)}$ = velocidade de ajustamento da razão entre capital e trabalho.

Martins Alves não refutou a hipótese de que os empregadores não reagiriam à mudança relativa dos preços, reforçando a conclusão de Barata. De acordo com seus resultados, a velocidade de ajustamento, a elasticidade de substituição e o viés poupador de mão-de-obra ($\tau_L - \tau_K$) mostraram-se superiores para os trabalhadores qualificados.

Outra linha de pesquisa baseou-se na estimação da função de produção para a análise da absorção de mão-de-obra. Os trabalhos de Chahad e Luque (1989) e Pereira et al. (1989) constataram progresso técnico poupador de mão-de-obra, evidências de economias de escala (Pereira e al.), diversidade da utilização do fator trabalho entre os setores industriais e maiores elasticidades emprego–produto nos setores intensivos em capital (Chahad e Luque (1989)).

A seguir, são apresentadas duas tabelas com os resultados dos trabalhos da segunda geração:

TABELA 3 – ESTIMATIVAS DA ELASTICIDADE SUBSTITUIÇÃO E DEMANDA DE TRABALHO DA SEGUNDA GERAÇÃO

| Setores | "Cross Section" | | Séries Temporais | | |
|------------------------|---------------------------|---------------------------|--|----------------------------|-------------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| | Barata 10<n<27 1980 | Barata 10<n<27 1980 | Calabi e Luque n=118 Jan71/dez81 | Martins Alves 1966/1981 | Chahad e Luque n=20 1971/1981 |
| Minerais Não-metálicos | 1,36 | 0,57 | 0,01 | - | -0,05 |
| Metalúrgico | 1,13 | 0,34 | 0,06 | - | -0,03 |
| Mecânica | 0,85 | 0,55 | 0,27 | - | -0,04 |
| Material Elétrico | 1,28 | 0,50 | 0,13 | - | +0,02 |
| Material de Transporte | 0,83 | 0,39 | 0,18 | - | +0,02 |
| Madeira | 1,05 | 0,54 | - | - | - |
| Mobiliário | 1,00 | 0,50 | - | - | - |
| Papel e Papelão | 1,69 | 0,46 | 0,09 | - | +0,03 |
| Borracha | 0,66 | 0,35 | 0,05 | - | -0,08 |
| Couros e Peles | 0,73 | 0,39 | - | - | - |
| Química | 1,40 | 0,31 | 0,08 | - | 0,00 |
| Farmacêutica | 0,36 | 0,61 | - | - | - |
| Perf. Sabões e Velas | 1,16 | 0,44 | 0,12 | - | +0,02 |
| Materiais Plásticos | 0,83 | 0,49 | 0,23 | - | -0,04 |
| Têxteis | 0,41 | 0,41 | 0,10 | - | -0,02 |
| Vestuário e calçados | 0,83 | 0,51 | 0,03 | - | +0,04 |
| Produtos Alimentares | 1,14 | 0,30 | 0,05 | - | +0,25 |
| Bebidas | 0,78 | 0,47 | 0,01 | - | 0,00 |
| Fumo | 1,06 | 0,51 | 0,17 | - | - |
| Editorial e Gráfica | 0,79 | 0,66 | - | - | - |
| Total | 0,54 | 0,41 | 0,18 | 0,27 | -0,01 |

Fonte: (1) Barata (1987), nova abordagem, p.326

(2) Barata (1987), método tradicional, p.327

(3) Calabi e Luque (1985), p.42

(4) Martins Alves (1989), p.246

(5) Chahad e Luque (1986), p.66

TABELA 4 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS VELOCIDADE DE AJUSTAMENTO DO TRABALHO (A) E PROGRESSO TÉCNICO POUADOR DE TRABALHO (B) DA SEGUNDA GERAÇÃO

| Setores | (1) | | (2) | | | | (3) | | | | | |
|------------------------|----------------|--------|---------------------------|---------|---------|---------|---------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | Chahad e Luque | | Pereira, Velloso e Barros | | | | Martins Alves | | | | | |
| | Jan71/dez81 | | Jan71/dez85 | | | | 1966/1981 | | | | | |
| | (A) | (B) | (B) - 1 | (B) - 2 | (B) - 3 | (B) - 4 | (A) - 1 | (B) - 1 | (A) - 2 | (B) - 2 | (A) - 3 | (B) - 3 |
| Minerais Não-metálicos | 0,264 | -0,029 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Metalúrgico | 0,260 | -0,030 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Mecânica | 0,365 | 0,000 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Material Elétrico | 0,620 | 0,000 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Material de Transporte | 0,579 | 0,000 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Papel e Papelão | 0,594 | 0,000 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Borracha | 0,609 | -0,034 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Química | 0,521 | 0,000 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Perf. Sabões e Velas | 0,607 | 0,000 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Materiais Plásticos | 0,698 | 0,000 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Têxteis | 0,462 | 0,000 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Vestuário e Calçados | 0,635 | 0,000 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Produtos Alimentares | 0,469 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Bebidas | 0,439 | 0,000 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Total | 0,259 | 0,000 | -0,031 | -0,034 | -0,033 | -0,033 | 0,6 | -0,04 | 0,68 | -0,03 | 0,48 | -0,20 |

Fonte: (1) Chahad e Luque (1986) p.81

(2) Pereira et al.(1989), p.196,

- 1 periodicidade mensal,
- 2 periodicidade trimestral,
- 3 periodicidade semestral,
- 4 periodicidade anual.

(3) Martins Alves (1989), p.246,

- 1 total dos trabalhadores,
- 2 trabalhadores ligados à produção,
- 3 trabalhadores ligados à administração.

Notou-se um avanço metodológico dos trabalhos surgidos nessa década em comparação com os da década anterior. Nem por isso eles ficaram imunes a críticas.

Uma síntese das críticas aos trabalhos da segunda geração, a ser abordada nos próximos parágrafos, está em Estevão (1991).

Uma crítica comum diz respeito à mensuração do fator trabalho, que seria determinado pelo número de empregados e pela jornada média. Diante de variações de produção, as firmas ajustam esse fator variando tanto emprego quanto jornada. Conforme Estevão (1991: introdução), “emprego e jornada média de trabalho *são* dois fatores distintos que geram um único fator homogêneo denominado ‘serviços do fator trabalho’.” Um exemplo de erros de medida do trabalho são as estimativas da elasticidades emprego-produto de curto prazo de Chahad e Luque (1986). Elas indicam que uma queda de 1% do nível de produção pode reduzir o nível de emprego em 20% em um mês, número expressivo e pouco sustentável do ponto de vista empírico.

A segunda crítica diz respeito à hipótese de maximização de lucro para derivar as curvas de demanda de trabalho (Calabi e Luque, Barata, Martins Alves). Essa hipótese implica que o produto é determinado endogenamente, e, conseqüentemente, tal variável não pode ser usada como explicativa do nível de emprego. Portanto, esses modelos geram coeficientes inconsistentes. Para contornar esse problema, pode-se trabalhar com variáveis instrumentais do produto e/ou valor adicionado. Outra solução é derivar o resultado a partir da minimização de custos, onde o nível de produto é fixado exogenamente pela firma

A terceira crítica refere-se aos trabalhos que não incorporaram o coeficiente de progresso técnico (Calabi e Luque, Chahad e Luque (1986)). A não inclusão dessa variável pode gerar estimativas viesadas da elasticidade emprego-produto. Segundo Estevão (1991: 37), “este viés pode gerar subestimativas ou superestimativas desta elasticidade dependendo do fato de o progresso técnico ser ou não poupador de mão-de-obra e de a produção apresentar uma tendência de crescimento ou queda ao longo do tempo”.²³

A última crítica aborda a utilização de variáveis dessazonalizadas no processo de estimação dos parâmetros (Calabi e Luque (1985)). Pretende-se medir a relação entre o fator trabalho e o custo de utilização desse fator, e não entre essas variáveis dessazonalizadas porque essa relação não tem caráter sazonal. A elevação do custo do trabalho em novembro e dezembro, decorrente do pagamento do décimo-terceiro

²³ Pereira et al.(1989) derivaram formalmente o resultado.

salário, não provoca aumento das demissões nesse período. As variáveis dessazonalizadas não captam as mudanças que ocorrem no curto-prazo.

II-3: A Terceira Geração

Na década de noventa, podem-se mencionar dois fatores que influenciaram o processo de absorção de mão-de-obra: a abertura comercial e o Plano Real. A abertura, iniciada em 1990, elevou o grau de competitividade do ambiente em que as firmas operavam. Como consequência, a reorganização da produção provocou a extinção de empregos no setor industrial. Pela primeira vez na história os aumentos de produção não repercutiram em elevação de postos de trabalho.²⁴ A estabilização de preços após o Plano Real modificou o ambiente macroeconômico, influenciando o planejamento do nível de produção e, conseqüentemente, a demanda de trabalho.²⁵

A terceira geração trouxe diversas contribuições teóricas ao estudo sobre as relações entre custo do fator trabalho e nível de emprego. Da crítica de Estevão, grande parte dos trabalhos da década de noventa utilizaram a jornada média como “proxv” do fator trabalho. Outros trabalharam com a função de custo de ajustamento quadrático e expectativas racionais. Os avanços no campo econométrico permitiram novas técnicas de estimação, principalmente com variáveis não-estacionárias.

Estevão (1991) estudou o custo de ajustamento da força de trabalho, enfocando o comportamento do emprego e da jornada média frente às variações do nível de produção. O autor sugeriu a seguinte especificação da equação de ajuste do fator trabalho no curtíssimo prazo:

$$\ln\left(\frac{L}{H}\right)_t = c + a_1 \ln P_{LH} + b_1 \ln P_C + c_0 \ln Y_t + c_1 \ln Y_{t-1} + c_2 \ln Y_{t-2} + \dots + u_t, \quad (2.3.1)$$

onde:

P_{LH} = custo salarial horário,

P_C = custo do combustível,

u = residuo, tal que $E(u_t) = 0$ e $E(u_t, u_{t-s}) = 0$ para $s > 0$.

²⁴ Ver Amadeo e Soares (1996).

²⁵ Ver Camargo (1998).

Supondo que todas as variáveis seguissem modelo de ajustamento parcial, reescreveu-se (2.3.1) como:^{26,27}

$$\ln\left(\frac{L}{H}\right) = c + \gamma\left(\frac{L}{H}\right) + a_1 \ln(P_{LH})_t + a_2 \ln(P_{LH})_{t-1} + b_1 \ln(P_C)_t + b_2 \ln(P_C)_{t-1} + c_1 \ln(Y)_t + c_2 \ln(Y)_{t-1} + u_t, \quad (2.3.2)$$

onde:

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

trabalhadas,

$$u_t = u_t - \rho_1 u_{t-1}. \quad (2.3.3)$$

O autor verificou que: os custos de ajustamento da força de trabalho paulista foram superiores aos do Brasil; a elevação do custo salarial horário provocou aumento do nível de emprego e redução da jornada média de trabalho,²⁸ os aumentos da jornada média de trabalho implicaram redução mais que proporcional de emprego para determinado nível de produto. Essas conclusões descreveram a realidade econômica da década de oitenta.

Uma segunda contribuição é encontrada em Gonzaga (1996) e Gonzaga e Corseuil (1997). Os autores estudaram o comportamento da elasticidades emprego-produto e emprego-custo. Trabalharam sob hipótese de maximização de receita e custo de ajustamento quadrático. Matematicamente:

$$\max E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} r^j \left[R(L_{t+j}, z_{t+j}) - (P_L)_{t+j} L_{t+j} - C(x_{t+j}) \right] \right\}$$

onde:

$$R(.) = \text{função receita da firma.}^{29}$$

²⁶ Fonte dos dados: PIM-DG- Dados Gerais, PM-PF, Levantamento de Conjuntura- FIESP e da Conjuntura Econômica (FGV).

²⁷ O autor utiliza o método de estimação de Hildreth-Lu (H-L) porque os resíduos são correlacionados com as variáveis explicativas do modelo. H-L é um método que pesquisa valores de $\hat{\rho}_1$ em (2.3.3). O objetivo é obter um valor estimado $\hat{\rho}_1$, tal que $0 < |\hat{\rho}_1| < 1$ e $\hat{\rho}_1$ minimize a soma dos quadrados dos resíduos em (2.3.2). Para mais detalhes, ver Davidson e Mackinnon (1993), capítulo 10.

²⁸ De acordo com o modelo teórico desenvolvido, um aumento dos custos horários no curto prazo provoca redução da jornada média. Como é possível estocar mão-de-obra no curto prazo, não necessariamente existiria variação do emprego. Para retornar ao nível ótimo de produção, a nova combinação jornada média e emprego pode ser determinada pela redução ainda maior da primeira e elevação da segunda. Pereira (1998) critica essa hipótese de divisão do trabalho entre jornada e mão-de-obra implícita nos resultados de Estevão.

²⁹ Os autores assumem que a função receita é linear-quadrática.

Resolvendo o problema acima, os autores chegaram à seguinte equação de Euler:

$$L_t(1 - \Gamma B) = (1 - \Gamma)(1 - r\Gamma) \sum_{s=0}^{\infty} (r\Gamma)^s E_t L_{t+s}^* \quad (2.3.4)$$

onde:

Γ = raiz não explosiva da equação característica,

B = operador defasagem.

Supõe-se que L_t^* fosse descrito pela seguinte equação:

$$L_t^* = a'x_t + \varepsilon_{L,t},$$

onde:

$\varepsilon_{L,t}$ = ruído branco,

$$x_t = \begin{pmatrix} z_t \\ (P_L)_t \end{pmatrix}.$$

Houve duas abordagens para o problema de estimação. A primeira supôs que x_t seguisse um processo auto-regressivo de ordem p , determinando o seguinte modelo de ajustamento parcial:^{30,31}

$$L_t = c + \Gamma_1 L_{t-1} + \Gamma_2 L_{t-2} + b(P_L)_t + cY_t + dt + \sum_{j=1}^{11} \Phi_j D_j + u_t \quad (2.3.5)$$

onde:

D_j = “dummy” sazonal.

Os resultados estimados para o período de janeiro de 1990 até maio de 1996 indicaram a existência de tecnologia poupadora de trabalho. Já o valor estimado da velocidade de ajustamento indicou que as empresas demoravam aproximadamente 13,5 meses para chegar ao nível de emprego de equilíbrio antes da abertura, e 5,8 meses após a abertura. A elasticidade custo do emprego também reduziu após a abertura. Esses resultados levaram Gonzaga (1996: 17) a concluir que “the launching of the openness process in the 1990’s reduced the degree of market power of industrial firms in Brazil. The reduction in rents decreased the steepness of their

³⁰ Fonte dos dados: PIM-DG e PM-PF. Gonzaga (1996) pesquisa entre janeiro de 1985 e maio de 1996 e Gonzaga e Corseuil (1997) entre janeiro de 1985 e março de 1997.

³¹ (2.3.5) foi estimada pelo método das variáveis instrumentais. As variáveis foram transformadas para seus logaritmos naturais.

labor demand curves. The correct interpretation for this phenomena is that the increases in real wages now cost more jobs than in the pre-openness period.”

A segunda abordagem supõe que x_t seguisse um passeio aleatório, isto é, $x_t = x_{t-1} + \varepsilon_{x,t}$. Chegou-se à seguinte equação:

$$L_t - a'x_t = (1 - \Gamma B)^{-1} [-\Gamma a_t \varepsilon_{x,t} + (1 - \Gamma)(1 - \Gamma B)\varepsilon_{L,t}] \sim I(0).^{32}$$

O lado direito é uma variável estacionária, o que implica cointegração das variáveis. Os autores sugeriram o método de Johansen para fornecer as relações de curto e longo prazos que comandam as variáveis.

Não se rejeitou a restrição elasticidade emprego-produto unitária desde que a elasticidade custo também fosse unitária. Isso implica que no longo prazo pode-se aceitar a hipótese de rendimentos constantes de escala da função de produção. A elasticidade custo de curto prazo não foi significativamente diferente de zero indicando que, no curto-prazo, as firmas não reagiriam às variações do custo do fator trabalho.

Pereira (1998) estudou a dinâmica da demanda do fator trabalho com ênfase nos custos de ajustamentos do emprego. O autor partiu da seguinte equação para investigar a existência de divisão do trabalho:³³

$$\max_{H,L} \{R(z, H, L) - P_{LH} LH - aP_{LH} L[\max(H - H_s, 0)]\}$$

$$\text{s. a } H \leq H_{max},$$

onde:

H_s = jornada de trabalho padrão definido pela legislação trabalhista,

H_{max} = número máximo de horas trabalhadas durante um dia.

Supondo $H_{max} \geq H \geq H_s$, e resolvendo o problema o autor chegou a:

$$\frac{dH}{dH_s} = \frac{aP_{LH} [R_{HL} - (1-a)P_{LH}]}{J} < 0, \quad (2.3.6)$$

³² $I(0)$ = integrada de ordem zero.

³³ Entende-se por divisão do trabalho a possibilidade do empregador ajustar a variação da quantidade de emprego em oposição a variação das horas de trabalho. Se é possível dividir o número de horas entre os trabalhadores, então é possível elevar a demanda por empregados reduzindo a jornada padrão. Um programa de combate ao desemprego seria, portanto, propor a redução de jornada média do trabalho mantendo inalterada a remuneração horária.

$$\frac{dL}{dH_s} = \frac{aP_{LH}R_{HH}}{J} > 0, \quad (2.3.7)$$

onde:

$$R_{HL} = \frac{\partial^2 R}{\partial H \partial L},$$

$$R_{HH} = \frac{\partial^2 R}{\partial H \partial H},$$

J = determinante Jacobiano.

(2.3.6) e (2.3.7) sustentaram a hipótese de não divisão de trabalho. O argumento contrário à divisão foi que redução da jornada padrão encareceu o fator trabalho frente aos demais fatores de produção. O ajuste ocorreu na substituição do número de empregos pelo aumento do número de horas trabalhadas, pois as horas não dependiam do fator emprego. Mesmo sob as hipóteses de custo de ajustamento e expectativas racionais, os resultados não se alteraram.

O autor realizou o procedimento de decomposição de variâncias, partindo da seguinte equação:

$$Var[\ln(L_t, H_t)] = Var[\ln(L_t)] + Var[\ln(H_t)] + 2Cov[\ln(L_t, H_t)].$$

Segundo Pereira (1998: 40), “observa-se que o Brasil está entre os países onde a variância das horas totais é pouco explicada pela variância da jornada de trabalho. A implicação é que muito provavelmente o ajustamento do mercado de trabalho brasileiro aos choques de demanda ocorre mais intensamente pelo lado do emprego (demissões e contratações) do que pelo lado das horas (variações na jornada)”.³⁴ As altas taxas de rotatividade da mão-de-obra foram explicadas pelo elevado custo de ajustamento das horas, que induziu o empregador a ajustar o fator serviços do trabalho, reduzindo o número de postos de trabalho. Esse último resultado foi oposto ao de Estevão.

Pereira também derivou uma equação de demanda de mão-de-obra partindo do seguinte problema de minimização:³⁵

$$\min E_t \sum_{j=0}^{\infty} r^j \left\{ (L_{t+j} - L_{t+j}^*)^2 + (H_{t+j} - H_{t+j}^*)^2 + a(L_{t+j} - L_{t+j-1}^*)^2 \right\}$$

³⁴ Ver Pereira (1997).

³⁵ O empregador não incorre em custos de ajustamento das horas trabalhadas

$$\text{s.a } L_t^* = \alpha z_t + b_H H_t + \varepsilon_{L,t},$$

$$H_t^* = f z_t + b_L L_t + \varepsilon_{H,t}.$$

Supondo que H_t seguisse um passeio aleatório, chegou-se à equação de Euler:³⁶

$$\Delta L_{t+1} = r^{-1} \Delta L_t + r^{-1} \alpha^{-1} [L_t - \hat{\alpha} z_t - \hat{b}_H H_t] - r^{-1} \alpha^{-1} [(\alpha - \hat{\alpha}) z_t + (b_H - \hat{b}_H) H_t] + \varepsilon'_{L,t}. \quad (2.3.8)$$

De (2.3.8) foi possível obter a velocidade de ajustamento do emprego e das horas trabalhadas. Os resultados estimados indicaram que, diante dos choques de demanda, os empregadores prefeririam ajustar o número de horas trabalhadas mais rapidamente que emprego. Para tal aparente contradição de resultados Pereira (1998: 58) ponderou que “é preciso levar em conta que estamos trabalhando com dados agregados, que obviamente têm limitações. Por exemplo, a série agregada não capta o movimento de um trabalhador que é demitido, digamos, na indústria extrativa mineral, e em seguida contratado na indústria química.”

Chamon (1998) estudou a relação entre o aumento dos salários durante a década de noventa e o declínio do número de empregos. O autor cita dois fatores que aprofundaram o processo de substituição entre os fatores capital e trabalho: a liberação comercial do início da década de noventa e a introdução de mais benefícios pela Constituição de 1988.³⁷

O método de investigação passa pela estimação de equações de demanda condicional de fatores de produção derivada a partir da função custo Leontief Generalizada. A equação de custo pode ser escrita como:

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

onde:

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

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

³⁶ Os dados utilizados pelo autor são os mesmos de Estevão para o período de janeiro de 1976 a janeiro de 1997. A estimação da equação de correção de erro foi dividida em duas partes. A primeira estimou o termo de longo prazo pelo procedimento de Johansen. A segunda substituiu os valores do vetor de cointegração e estimou os coeficientes de curto prazo por variáveis instrumentais.

³⁷ Segundo as palavras do autor (1998: 10), “it is likely that the labor benefits introduced in the 1988 Constitution appropriated capital, and that part of capital deepening process that has occurred during this decade is a response to that appropriation.”

M = matéria-prima.

Aplicando-se o lema de Shephard, chegou-se à seguinte demanda condicional de trabalho:³⁸

$$\frac{L}{Y} = l = a_{LL} + a_{LK} \left(\frac{P_K}{P_L} \right)^{\frac{1}{2}} + a_{LM} \left(\frac{P_M}{P_L} \right)^{\frac{1}{2}}. \quad (2.3.9)$$

O autor introduziu uma variável dependente defasada para captar a dinâmica de ajustamento da razão entre emprego e produto, uma dummy em março de 1990 para captar o efeito Plano Collor e uma tendência determinística para captar os efeitos sobre a demanda de trabalho caso os preços relativos permanecessem constantes.

(2.3.9) forneceu as elasticidades preço-cruzada e elasticidade da demanda de trabalho. Das elasticidades calcularam-se os impactos dos preços relativos e da tendência sobre l . Os resultados estão na tabela abaixo:

TABELA 5 – IMPACTO DOS PREÇOS RELATIVOS E TENDÊNCIA SOBRE A DEMANDA DE TRABALHO – CHAMON (1998)

| Período | Variação total em l | Variação em l devido a (P_K/P_L) | Variação em l devido a (P_M/P_L) | Variação em l devido a tendência |
|-----------|-----------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|------------------------------------|
| 1985-1990 | 0.000 | -0.007 | 0.138 | -0.240 |
| 1991-1993 | -0.122 | -0.094 | 0.127 | -0.096 |
| 1993-1996 | -0.188 | -0.123 | 0.114 | -0.144 |
| 1991-1996 | -0.310 | -0.271 | 0.241 | -0.240 |

Fonte : Chamon (1998), p.16

Esses resultados fizeram Chamon (1998: 17) concluir que “the suggestive evidence it provides points in the direction of substitution of labor by capital as the main responsible for the decrease in employment.”

Barros, Corseuil e Gonzaga (1999) investigaram os impactos introduzidos Constituição de 1988 sobre o mercado de trabalho. A Constituição elevou

³⁸ Fonte dos dados: PIM-DG e da PFIM. O período da amostra data do início de 1985 até dezembro de 1996. Estimou-se um sistema de equações de demanda de fatores pelo método de regressões aparentemente não correlacionadas (SUR).

sensivelmente o custo de demissão do empregado, ao mesmo tempo que introduziu uma série de outras regulações que elevaram o custo de contratação.³⁹

Os autores partiram do seguinte problema:

$$\max E_i \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} r^j \left[R(L'_{i+j}, (p_n)'_{i+j}, \tau_{i+j}, \tilde{\tau}'_{i+j}) \right] - \zeta_{i+j} (P_L) L'_{i+j} - C(L'_{i+j} - L'_{i+j-1}, \varpi_{i+j}) \right\},$$

onde:

τ = parâmetro tecnológico comum a todas as firmas;

$\tilde{\tau}$ = parâmetro de inovação tecnológica da firma;

ϖ = parâmetro mudança de legislação trabalhista;

ζ = razão entre o custo do trabalho sobre o salário;

i = firma.

Derivaram-se as seguintes equações de demanda de trabalho de curto e longo prazos:⁴⁰

$$L'_i = \gamma_L L'_{i-1} + \frac{(1-\gamma_L)}{\tau^{12}} \left(\tau_i^{11} + \tilde{\tau}'_i + \sum_m b_m I'_m - \zeta_i (P_L)'_i \right), \quad (2.3.10)$$

$$L'_i = \frac{1}{\tau^{12}} \left(\tau_i^{11} + \tilde{\tau}'_i + \sum_m b_m I'_m - \zeta_i (P_L)'_i \right), \quad (2.3.11)$$

onde:

$$\tau = (\tau^1, \tau^2).$$

$$\tau'_i = (\tau_i^{11}, \tau^{12}),$$

$$I'_m = 1 \text{ se } i = m, I'_m = 0 \text{ caso contrário.}$$

Nesse modelo a elevação do custo do trabalho (ζ_i) provoca queda do nível de emprego tanto no curto quanto no longo prazo mas não influencia a velocidade de ajustamento. A elevação dos custos de dispensa (ϖ) diminui a velocidade de ajustamento no longo prazo. No curto, entretanto, o impacto de ϖ sobre o emprego

³⁹ Ver apêndice 2 para mais detalhes.

⁴⁰ Supuseram função receita separável e linear quadrática, função custo de ajustamento linear quadrática, hipóteses adicionais sobre o parâmetro tecnológico comum e firmas dentro de um mesmo setor pagando o mesmo preço pelo insumo.

depende da taxa de crescimento da mão-de-obra. De (2.3.10) derivou-se a seguinte equação a ser estimada:^{41,42}

$$\Delta L'_t = \Delta a_t + \sum_m \Delta b^*_{m,t} I'_m + \zeta^*_t \Delta(P_L)_t + \gamma_L \Delta L'_{t-1} + \Delta \zeta^*_{t'} \quad (2.3.12)$$

onde:

$$a_t = \frac{1-\gamma_L}{\tau^{12}} (\tau^{11} + \phi_t),$$

ϕ_t = mudança tecnológica da economia,

$$b^*_{m,t} = \frac{1-\gamma_L}{\tau^{12}} b_{m,t},$$

$$\zeta^*_t = \frac{1-\gamma_L}{\tau^{12}} \zeta_t,$$

$$\zeta^*_{t'} = \frac{1-\gamma_L}{\tau^{12}} \zeta_{t'},$$

ζ_t = choque tecnológico aleatório (correlacionado com os salários mais recentes, mas não correlacionados com os salários passados).

A fim de se estudarem os efeitos da mudança constitucional estimaram-se as seguintes equações:

$$\frac{(\hat{\gamma}_L)_t}{\sigma_{\gamma_L}} = a_1 + b_1 D_t + c'_1 m_t + \varepsilon_{1,t}, \quad (2.3.13)$$

$$\frac{\hat{\zeta}_t}{\sigma_{\zeta}} = a_2 + b_2 D_t + c'_2 m_t + \varepsilon_{2,t}, \quad (2.3.14)$$

onde:

$\hat{\gamma}_L$ = estimativa de γ_L ,

$\hat{\zeta}$ = estimativa de ζ ,

σ_{γ_L} = desvio-padrão de γ_L ,

σ_{ζ} = desvio-padrão de ζ ,

⁴¹ Estimou-se por variáveis instrumentais. A estratégia de estimação foi realizar estimações “cross section” para cada mês a partir de junho de 1986 por causa dos instrumentos. Para encontrar os valores de ω e τ^{12} , assumiram-se $\zeta = 1.8$ e $r = 0.95$.

⁴² Os dados do trabalho são longitudinais mensais de uma amostra de 5000 empresas do setor industrial, fornecidas pelo IBGE, entre os anos de 1985 e 1996.

D_t = “dummy” (assume valor um para o período após a Constituição de 1988 e zero caso contrário),

m = vetor de indicadores macroeconômicos (taxa de crescimento real do Produto Interno, grau de abertura,⁴³ taxa de inflação, e volatilidade da inflação).⁴⁴

Incluíram-se também variáveis “dummies” mensais e tendência linear em (2.3.13) e (2.3.14). Se as mudanças constitucionais fossem significantes, então b_1 e b_2 seriam estritamente positivos. A estimativa do impacto de longo-prazo das mudanças nos salários sobre o emprego foi feita pela da equação: $\zeta = (\zeta^*) / (1 - \gamma_L)$.

Ao contrário do que se esperava, não foram encontradas evidências de que a Constituição de 1988 alterou a demanda de trabalho.

Seguem-se as tabelas com os resultados dos trabalho da terceira geração.

TABELA 6 – ELASTICIDADE DA DEMANDA POR TRABALHO DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO – TERCEIRA GERAÇÃO

| Curto Prazo | | | | | | Longo Prazo | | | | | | | |
|---------------|---------------|---------------|---------------|-------------------------------|--|---------------------|--|---------------|---------------|--------------------------|---------------|---------------------|--|
| Estevão (1) | | Gonzaga (2) | | Gonzaga e Corseuil (3) | | Barros et al. (4) | | Gonzaga (2) | | Gonzaga e Corseuil (3) | | Barros et al. (4) | |
| (H-L) | (OLS) | (V.I) | | (VI) e (Johansen) | | (VI) | | (VI) | (VI) | (VI) | | (VI) | |
| fev/75-dez/89 | fev/85-dez/89 | jan/85-mai/96 | abr/90-mai/96 | jan/85-mar/97 | | jan/86-dez/97 | | jan/85-mai/96 | abr/90-mai/96 | jan/85-mar/97 | jan/86-dez/97 | | |
| 0.014 | 0.065 | -0,026 | -0.035 | $-0.037 < \eta_{LL} < -0.008$ | | -0.2 | | -0.43 | -0.29 | -0.62 | -0.4 | | |

Fonte: (1) Estevão (1991), p.156 e 158, (2) Gonzaga (1996), p.18; (3) Gonzaga e Corseuil (1997), p.9 e 13, (4) Barros et al. (1999) p.17.

TABELA 7 – ELASTICIDADE EMPREGO-PRODUTO DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO – TERCEIRA GERAÇÃO

| Curto Prazo | | | | Longo Prazo | | | | | |
|---------------|---------------|--------------------------|--|---------------|---------------|---------------|---------------|--------------------------|--|
| Gonzaga (1) | | Gonzaga e Corseuil (2) | | Estevão (3) | | Gonzaga (2) | | Gonzaga e Corseuil (2) | |
| (V.I) | (V.I) | (VI) e (Johansen) | | (H-L) | (OLS) | (V.I) | (V.I) | (V.I) | |
| jan/85-mai/96 | abr/90-mai/96 | jan/85-mar/97 | | fev/75-dez/89 | fev/85-dez/89 | jan/85-mai/96 | abr/90-mai/96 | jan/85-mar/97 | |
| 0.054 | 0.067 | $0.03 < e_{17} < 0.057$ | | 0.394 | 0.144 | 0.9 | 0.56 | 0.95 | |

Fonte: (1) Gonzaga (1996), p.18; (2) Gonzaga e Corseuil (1997), p.9 e 13, (3) Estevão (1991), p.169.

⁴³ Proporção entre a soma das importações e exportações em valores absolutos e Produto Interno.

⁴⁴ Desvio-padrão da taxa de inflação.

TABELA 8 – VELOCIDADE DE AJUSTAMENTO DAS HORAS E DO EMPREGO DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO – TERCEIRA GERAÇÃO

| Horas | | | | Emprego | | | | | |
|-----------------|-----------------|-----------------------------|----------------------------|-----------------------------|----------------------------|-------------------|-----------------|--------------------------|---------------------|
| Estevão (1) | | Pereira (2) | | Pereira (3) | | Gonzaga (4) | | Gonzaga e Corseuil (5) | Barros et al. (6) |
| (H-L) FIESP | (OLS) IBGE | (VI) e Johansen FIESP | (VI) e Johansen IBGE | (VI) e Johansen FIESP | (VI) e Johansen IBGE | (VI) | (VI) | (VI) | (VI) |
| fev75- dez89 | fev85- dez89 | jan/75- mar/97 | jan/85-jan/97 | jan/75- mar/97 | jan/85- jan/97 | jan/85- mai/96 | abr90- ma/96 | jan/85- mar/97 | jan/86- dez/97 |
| 0,939 | 0,734 | 0,848 | 0,9223 | 0,9894 | 0,9938 | 0,94 | 0,88 | 0,94 | 0,5 |

Fonte: (1) Estevão (1991), p.156 e 158; (2) Pereira (1998) p.56-7; (3) Pereira (1998) p.58; (4) Gonzaga (1996), p.18; (5) Gonzaga e Corseuil (1997), p.9 e 13; (6) Barros et al. (1999) p.17.

Duas conclusões comuns dos trabalhos da terceira geração 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 geração de empregos na indústria através da redução dos encargos sobre o trabalho têm efeitos limitados.⁴⁵

Sobre este último ponto, Fernandes (1998) discutiu a proposição de substituir encargos sobre a folha de pagamentos por um imposto sobre o valor adicionado, de modo que o resultado beneficiasse a força de trabalho.

Destarte a definição de encargos sociais e de salários indiretos percebidos pelo trabalhador,⁴⁶ o autor descreveu, para análise de curto prazo, uma economia simples com uma firma representativa que apresenta uma função de produção com rendimentos constantes de escala, operando sob concorrência perfeita, de acordo com as equações:

$$Y = F(K, L), \quad (2.3.15)$$

$$C = Y - \iota_Y Y - \zeta(P_L L) - (P_K K), \quad (2.3.16)$$

$$\Lambda = (\zeta - 1)(P_L L) + \iota_Y Y, \quad (2.3.17)$$

onde:

ι_Y = alíquota do imposto sobre o valor adicionado,

Λ = arrecadação do governo.

⁴⁵ Gonzaga (1996) calculou que a redução em 7.8% dos encargos trabalhistas geraria, no curto-prazo, crescimento do emprego na ordem de 0.2%. No longo-prazo, este número passa para 1.66%. Mesmo efeito consegue-se via crescimento de 3% do produto industrial.

⁴⁶ Para mais detalhes sobre a diferenciação entre encargos e salários indiretos, ver Fernandes (1998).

Sob a hipótese de o governo manter arrecadação constante, foi possível demonstrar que $\zeta = 1$ maximiza o bem-estar dos trabalhadores, independente da elasticidade da oferta de trabalho. Nesse caso, o governo financiaria-se somente com imposto sobre o valor adicionado.

Para a análise de longo prazo, considerou-se uma economia descrita pelas seguintes equações:

$$(2 - \zeta)f_k(k) = P_k \quad (2.3.18)$$

$$(1 - \iota_Y)(2 - \zeta)[f(k) - kf_k(k)] = P_L, \quad (2.3.19)$$

onde:

$$f(k) = LF\left(\frac{K}{L}, 1\right),$$

$$f_k = \frac{\partial f(k)}{\partial k}.$$

A equação de arrecadação e oferta de trabalho são, respectivamente:

$$\Lambda = (\zeta - 1)f(k) + \iota_Y(2 - \zeta)[f(k) - kf_k(k)]L, \quad (2.3.20)$$

$$L = (P_L)^{e_{OL}}, \quad (2.3.21)$$

onde:

e_{OL} - elasticidade da oferta por trabalho.

Derivando-se (2.3.20) e realizando algumas substituições, o autor obteve:

$$\frac{dL}{d(\zeta - 1)} = \frac{L[f_k(k) - P_k] \frac{dk}{d(\zeta - 1)}}{\frac{1 + e_{OL}}{e_{OL}} L^{\left(\frac{1}{e_{OL}}\right)} - f(k) + P_k k}. \quad (2.3.22)$$

Provou-se que $\zeta = 1$ era valor crítico de $(\zeta - 1)$ (ou seja, $f_k(k) = P_k$) e, portanto, o sinal de (2.3.22) dependia de e_{OL} . Substituindo (2.3.19) e (2.3.21) em (2.3.22) chega-se às seguintes proposições:

- 1) se $e_{OL} \rightarrow 0$, então $(\zeta - 1)$ é ponto de máximo,
- 2) se $e_{OL} \rightarrow \infty$, então $(\zeta - 1)$ é ponto de mínimo.

Fernandes apontou que, segundo a literatura internacional, a elasticidade da oferta de trabalho é inferior à unidade no curto e longo prazos.⁴⁷ Portanto, os trabalhadores maximizariam seu bem-estar caso a arrecadação do governo proviesse somente da tributação sobre o fator trabalho, oposto ao resultado de curto prazo.

O autor ponderou sobre as limitações de seus resultados, visto que foram assumidas hipóteses muito simples, como retornos constantes de escala e apenas dois fatores de produção. Os resultados passariam a ser incertos caso se introduzisse um terceiro fator de produção.

⁴⁷ O autor citou como referência dos dados o artigo de Pencavel "Labor supply of men: a survey". In: Ashend, D. & Layard, R. (ed.), *Handbook of labor economics*. North Holland, 1986.

Capítulo III: Estimação dos Parâmetros da Demanda de Trabalho

Introdução

O primeiro capítulo apresentou interpretações dos coeficientes de equações log-lineares, cujos parâmetros de demanda variam de acordo com as hipóteses adotadas. Esse capítulo contém dois desenvolvimentos econométricos que geram estimativas para esses parâmetros.

Na primeira parte é feita a apresentação das variáveis do modelo. Nela também há a proposição de um novo conceito de custo do trabalho, mais amplo que os normalmente utilizados em trabalhos empíricos no Brasil. A segunda parte contém a estimação de uma equação log-linear pelo método de regressões aparentemente não relacionadas (SUR) e cálculo dos parâmetros da função demanda de acordo com os modelos propostos no capítulo 1. A terceira apresenta críticas ao procedimento econométrico da segunda seção. Na quarta parte, reestimam-se as equações utilizando o procedimento de Johansen e apresentam-se os resultados estimados dos coeficientes de longo prazo do vetor de cointegração e suas interpretações para alguns setores da indústria de transformação. Em seguida, estimam-se os coeficientes de curto prazo da equação de correção de erros.

III-1: Apresentação das variáveis do modelo

Os modelos econométricos desse capítulo trabalham com três variáveis: emprego médio, valor adicionado e custo real médio por trabalhador. Os dados foram obtidos para dezessete setores da indústria de transformação e para a própria

indústria de transformação.¹ O período analisado compreende os anos de 1949 a 1995. A fonte dos dados originais são os Inquéritos e Registros Industriais produzidos pela Secretaria Geral do Conselho de Estatística e Serviço de Estatística da Produção e Censos Econômicos e Pesquisas Industriais Anuais, publicados pelo IBGE.

O pessoal ocupado médio anual foi incluído como representante da mão-de-obra. Para o custo do preço do trabalho, considerou-se um novo conceito, que será discutido adiante e, para o valor adicionado, o valor da transformação industrial. Os valores monetários foram deflacionados pelos índices de preços por atacado da FGV e considerados em cruzeiros de 1980. Na memória de cálculo (apêndice 3), há os detalhes de todos os procedimentos matemáticos e estatísticos para obtenção das variáveis, além da conceituação de cada variável.

Medem-se os serviços do fator trabalho pelo número de horas trabalhadas, pelo número médio de empregados ou pela combinação de ambos. Estevão (1991) criticou os trabalhos de segunda geração que não consideravam a primeira unidade de medida. De acordo com Hamermesh (1993: 68), “in time series (...) the choice is less important if the sole concern is estimating long-run elasticities since variations in worker-hours over time are highly correlated with variations in employment.”

Outra questão importante é a correta avaliação do custo do fator trabalho. Quando se trabalha com o número médio de empregados no Brasil, utilizam-se frequentemente duas medidas do custo. A primeira é o total da folha de pagamentos sobre o número de trabalhadores usadas por Chahad e Luque (1986), Chamon (1998), entre outros. A segunda considera, além da folha de pagamentos, os demais gastos legais decorrentes da contratação de um empregado - os encargos sociais.² Podem-se citar Bacha et al. (1972), Martins Alves (1989), Corseuil e Gonzaga (1997), entre outros.

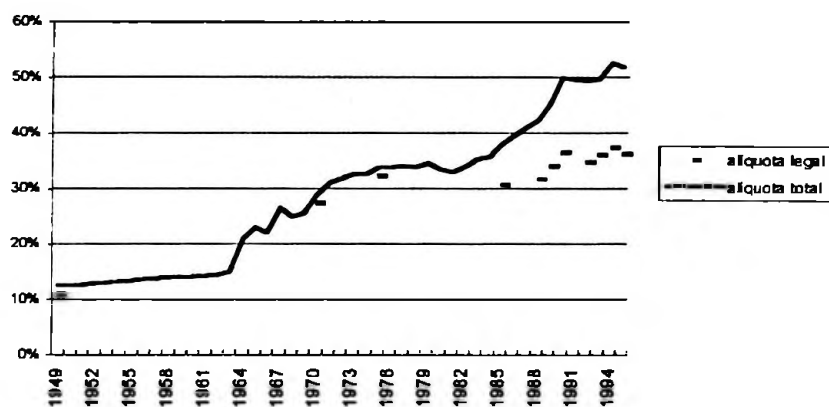
Nesse trabalho utilizou-se uma nova medida para o preço do fator trabalho, incluindo não somente os encargos sociais como demais dispêndios de previdência privada, plano de saúde, vale refeição, cesta básica, etc. Magnusson (1999: 2)

¹ Os setores são: minerais não-metálicos, metalúrgico, mecânico, material elétrico e de comunicações, material de transporte, madeira, mobiliário, borracha, couro e peles, têxtil, vestuário e calçados, alimentos, bebidas, fumo, editorial e gráfico, diversas. Excluíram-se os setores química, produtos farmacêuticos e veterinários, perfume sabões e velas, matérias plásticas porque não há dados disponíveis para estes setores nos treze primeiros anos da amostra.

² No apêndice 2 há o detalhamento de alguns encargos legais.

ênfatiou que “todos os impostos, taxas e demais benefcios que representem algum custo adicional a ser desembolsado pelo empresário, mesmo que não se constituam em remuneração real do trabalhador, devem ser incluídos na mensuração do preço do fator trabalho”. A participação desses “custos extras” deve variar significativamente entre os setores industriais. Os motivos poderiam ser a diferença inter-setorial da proporção de trabalhadores sindicalizados e o poder de barganha dos sindicatos. O gráfico abaixo ilustra a diferença entre o conceito que inclui somente os gastos legais e o conceito “amplo” utilizado neste trabalho.

GRÁFICO 1: RAZÃO ENTRE A ALÍQUOTA LEGAL E A ALÍQUOTA TOTAL SOBRE A FOLHA DE PAGAMENTOS DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO



Fonte: Censos Econômicos de 1949, 1960, 1970, 1975, 1980, 1985, PIA (vários anos) e Registros e Inquéritos Industriais (vários anos)

O gráfico ressalta a diferença entre as duas medidas de custo do fator trabalho, que não se mostrou significativa até a década de 80. A partir de 1985 nota-se o descolamento entre as duas medidas de custo, acentuado a partir da Constituição de 1988.³

A variável valor adicionado é obtida da diferença entre o valor da produção e insumos intermediários (energia, combustíveis e lubrificantes, matérias-primas e componentes, embalagens, custos de serviços contratados, etc.). As hipóteses necessárias para trabalhar com essa variável estão no apêndice 1.

Outras variáveis poderiam ser utilizadas, como o capital e preço do fator capital. A utilização do preço do capital, por exemplo, permitiria a derivação formal

³ Em Magnusson (1999), encontra-se a comparação entre as alíquotas legais e totais para diferentes setores.

de uma equação de demanda condicional de trabalho, evitando-se trabalhar com a condição marginal do trabalho.

A variável capital e seu preço são conceitos amplos e de difícil mensuração. Conforme Intriligator (1978: 263), “data on capital are either not available or of questionable validity. Enormously complex problems of measurement arise with respect to capital as an input to the production process. First, capital generally represents an aggregation of very diverse components, including various types of machines, plant, inventories, etc. Even machines of the same type may cause aggregation problems if they are of different vintages, with different technical characteristics, particularly different levels of productivity or efficiency. Second, some capital is rented but most is owned. For the capital stock that is owned, however, it is necessary to input rentals values to take account of capital services. Such an imputation depends, in part, on depreciation of capital. Depreciation figures are generally unrealistic, however, since they entail both tax avoidance by the firm and creation by tax authorities of incentives to invest via accelerated depreciation. Third, there is a problem of capacity utilization. Only capital that is actually utilized should be treated as an input, so measured capital should be adjusted for capacity utilization. Accurate data on capacity utilization are, however, difficult or impossible to obtain. Others problems could be cited, as well, but all these suggest that, if at all possible, the use of an explicit measure of the capital stock should be avoided, since it is virtually impossible to find data adequately representing capital stock.”

Para contornar esses problemas, pode-se usar uma variável representante do capital, como, por exemplo, o consumo de energia elétrica. Infelizmente, existe uma lacuna nos dados entre os anos de 1961 a 1965, além do problema metodológico na coleta da variável para o Brasil. Até o ano de 1973, o conceito energia elétrica considerava apenas a energia elétrica adquirida pelo estabelecimento. A partir de então, passou-se a considerar a energia elétrica consumida, ou seja, “a quantidade de energia elétrica consumida nas operações industriais, (...), se adquirida ou recebida por transferência de outros estabelecimentos da empresa ou se gerada no próprio estabelecimento.”⁴ Considera-se também a mudança ocorrida na matriz energética

⁴ Pesquisa Industria Anual, 1974, Conceituação das Características Investigadas, página IX.

em grande parte dos estabelecimentos industriais, que substituíram combustível fóssil pela eletricidade por causa dos avanços técnicos e crises do petróleo.⁵

Bacha et al. (1972: 162-3) calcularam algumas das medidas para o preço do capital, como preço dos equipamentos importados pelos setores industriais (duas metodologias), taxa de retorno do capital das sociedades anônimas e valor dos empréstimos dos programas incentivos oficiais (BNDES e CREA). Concluíram que “a pouca evidência disponível parece levar a conclusão que, ao longo do processo de industrialização, quiçá não se tenham manifestado tendências globais e significativas no custo do capital para as empresas”.

Abaixo estão os gráficos das variáveis utilizadas dos dezessete setores escolhidos da indústria de transformação, além da própria indústria de transformação, em logaritmo natural.

GRÁFICO 2: VARIÁVEIS EMPREGO VALOR ADICIONADO E CUSTO DO TRABALHO PARA DIVERSOS SETORES DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO
Minerais Não-metálicos

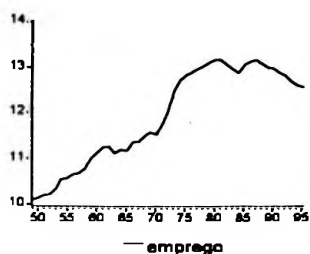


Metalúrgico

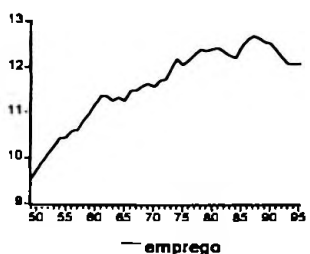


⁵ Ver Santos (1986).

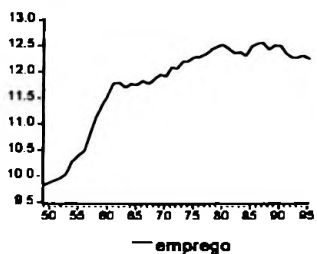
Mecânico



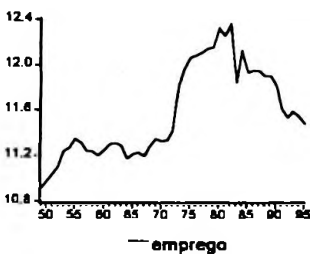
Material Elétrico e de Comunicações



Material de Transporte



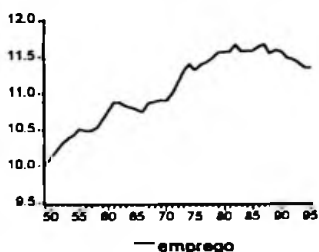
Madeira



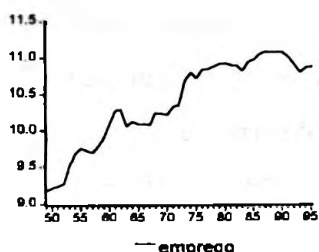
Mobiliário



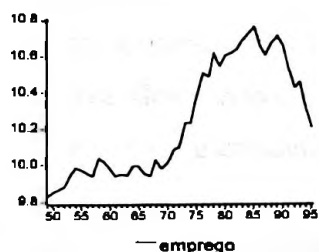
Papel e Papelão



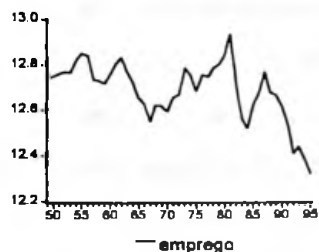
Borracha



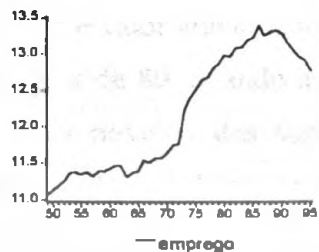
Couro e Peles



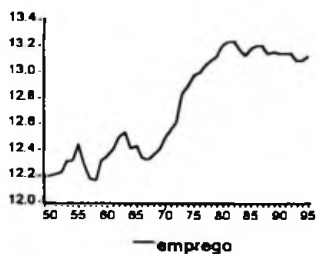
Têxtil



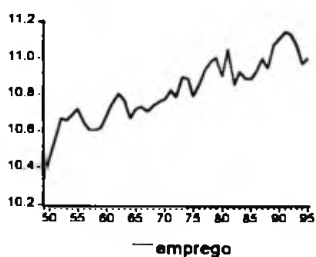
Vestuário e Calçados



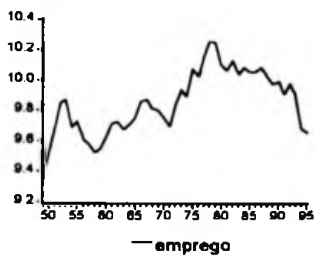
Produtos Alimentares



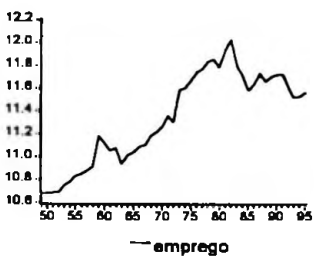
Bebidas



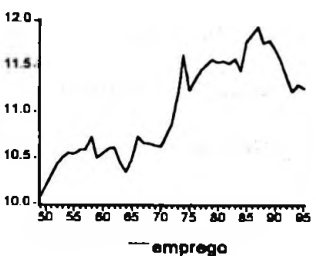
Fumo



Editorial e Gráfica



Diversas



Indústria de Transformação



Fonte: Censos Econômicos de 1949, 1960, 1970, 1975, 1980, 1985, PIA (vários anos) e Registros e Inquéritos Industriais (vários anos)

Classificam-se as indústrias em quatro grupos. O primeiro contém os setores metalúrgico, material elétrico, material de transporte, papel e papelão e borracha. O segundo grupo é formado por mecânica, produtos alimentares, bebidas, fumo, editorial e gráfica, diversas e indústria de transformação. Pertencem ao terceiro grupo os setores minerais não-metálicos, madeira, mobiliário e couro e peles. O quarto grupo é formado pelos setores têxtil e vestuário.

Os gráficos dos setores do primeiro grupo apresentam as variáveis valor adicionado e custo do trabalho crescentes ao longo do tempo, sem influência significativa dos períodos de expansão e contração da economia brasileira. A variável emprego é crescente do início da amostra até 1980, quando se estabiliza em razão da diminuição da atividade econômica causada pelas crises do petróleo e da dívida externa. As indústrias deste grupo são, predominantemente, de bens de capital.

No segundo grupo, as três variáveis seguem padrão de comportamento próximo ao comportamento da indústria de transformação: crescente no início da série, um salto por conta do “Milagre Econômico” e certa estabilização a partir da crise dos anos 80, seguido de redução do emprego e valor adicionado no início dos anos noventa decorrentes do Plano Collor 1 e abertura comercial. A única variável que não é sensível ao milagre é o emprego da indústria de bebidas.

As variáveis do terceiro grupo apresentam um comportamento triangular. Nota-se certo crescimento das variáveis no início da série e um salto das variáveis emprego e valor adicionado no Milagre. Os valores máximos são atingidos no início da década de 80, quando as séries decrescem até o final, com acentuação da queda nos anos noventa das variáveis emprego e do valor adicionado. Excetuando-se minerais não-metálicos, as demais indústrias são de bens de consumo.

O quarto grupo apresenta as indústrias que não se encaixam nas classificações anteriores. O setor têxtil revela tendência decrescente do nível de emprego ao longo da série. O valor adicionado se aproxima ao comportamento das indústrias do segundo grupo e o salário, às do primeiro grupo. O emprego da indústria de vestuário e calçados segue o padrão das indústrias do terceiro grupo, enquanto o valor adicionado segue as do segundo grupo. A tendência da variável custo do trabalho está próxima à do primeiro grupo.

A tabela 9 apresenta os coeficientes de correlação simples entre a variação do emprego e as variações do valor adicionado defasadas e futuras. Esses coeficientes ilustram o processo de ajuste da demanda de trabalho.

TABELA 9: COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO SIMPLES ENTRE VARIAÇÃO DO EMPREGO EM t E VARIAÇÕES DO VALOR ADICIONADO DEFASADAS E FUTURAS

| Setores | Emprego (t) X Valor Adicionado (t +/- i) | | | | | | |
|----------------------------|--|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | t-3 | t-2 | t-1 | t | t+1 | t+2 | t+3 |
| Minerais Não-metálicos | 0,193 | <u>0,468</u> | 0,443 | <u>0,458</u> | -0,055 | 0,297 | 0,084 |
| Metalúrgica | -0,090 | 0,250 | <u>0,423</u> | <u>0,397</u> | 0,207 | -0,002 | 0,036 |
| Mecânica | 0,155 | 0,336 | <u>0,457</u> | <u>0,697</u> | 0,375 | 0,228 | 0,068 |
| Material Elétrico | -0,024 | 0,139 | 0,161 | <u>0,356</u> | <u>0,211</u> | 0,208 | -0,031 |
| Material de transporte | 0,143 | 0,203 | 0,131 | <u>0,403</u> | 0,178 | 0,223 | <u>0,224</u> |
| Madeira | 0,040 | <u>0,341</u> | -0,132 | <u>0,625</u> | -0,067 | 0,259 | 0,005 |
| Mobiliário | 0,084 | <u>0,291</u> | 0,252 | <u>0,651</u> | -0,007 | 0,216 | 0,136 |
| Papel e papelão | 0,077 | 0,110 | 0,125 | <u>0,585</u> | 0,038 | <u>0,198</u> | -0,078 |
| Borracha | -0,011 | <u>0,298</u> | -0,018 | 0,191 | 0,122 | 0,051 | 0,026 |
| Couro e peles | <u>0,159</u> | 0,107 | 0,151 | <u>0,569</u> | -0,082 | 0,149 | 0,148 |
| Têxtil | -0,117 | 0,057 | <u>0,111</u> | <u>0,429</u> | 0,064 | -0,072 | 0,035 |
| Vestuário e calçados | 0,213 | 0,271 | 0,113 | <u>0,678</u> | 0,206 | <u>0,377</u> | 0,230 |
| Produtos alimentares | 0,033 | 0,014 | 0,095 | <u>0,286</u> | 0,118 | 0,123 | <u>0,259</u> |
| Bebidas | 0,033 | <u>0,109</u> | 0,108 | 0,086 | -0,165 | <u>0,222</u> | 0,013 |
| Fumo | 0,052 | 0,160 | -0,048 | <u>0,239</u> | <u>0,360</u> | 0,117 | -0,007 |
| Editorial e gráfica | 0,001 | <u>0,273</u> | 0,117 | <u>0,430</u> | -0,183 | -0,252 | 0,101 |
| Diversas | -0,049 | 0,116 | <u>0,154</u> | <u>0,796</u> | -0,010 | 0,040 | 0,021 |
| Indústria de transformação | 0,122 | 0,353 | <u>0,421</u> | <u>0,568</u> | 0,232 | 0,258 | 0,130 |

Fonte: Censos Econômicos de 1949, 1960, 1970, 1975, 1980, 1985, PLA (vários anos) e Registros e Inquéritos Industriais (vários anos)

Os coeficientes de correlação sublinhados por traço contínuo e pontilhado são os primeiros e segundos valores mais altos, respectivamente. Para treze setores e indústria de transformação, a correlação mais elevada entre as variações do emprego e valor adicionado ocorre em t , indicando que as empresas procuram responder aos aumentos (reduções) de produção elevando (decrecendo) o número de trabalhadores dentro do mesmo período de produção. Dos treze setores, oito (mecânica, madeira, mobiliário, couro e peles, têxtil, editorial e gráfica e diversas) e a indústria de transformação possuem as segundas correlações mais elevadas entre a variação do

emprego e a variação do valor adicionado passado, sugerindo que essas indústrias procuram contratar (demitir) trabalhadores somente após verificarem aumento (diminuição) da produção. Essa interpretação é estendida às indústria de minerais não-metálicos, metalúrgica e borracha.

Os cinco restantes (material elétrico, material de transporte, papel e papelão, vestuário e calçados e produtos alimentares) possuem o segundo maior coeficiente entre o emprego e o valor adicionado futuro, sugerindo que esses setores antecipam a contratação (demissão) de trabalhadores frente às expectativas de aumento de produção. Essa interpretação é estendida aos setores de bebidas e fumo.

A tabela 10 apresenta os coeficientes de correlação simples entre a variação do emprego e as variações dos custos do trabalho defasadas e futuras.

TABELA 10: COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO SIMPLS ENTRE VARIAÇÃO DO EMPREGO EM t E VARIAÇÕES DO CUSTO DO TRABALHO DEFASADAS E FUTURAS

| Setores | Emprego (t) X Custo do Trabalho ($t +/- i$) | | | | | | |
|----------------------------|---|---------------|--------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | t-3 | t-2 | t-1 | t | t+1 | t+2 | t+3 |
| Minerais não-metálicos | 0,161 | 0,022 | <u>0,510</u> | <u>-0,196</u> | -0,062 | 0,047 | 0,084 |
| Metalúrgica | -0,133 | <u>-0,153</u> | 0,013 | <u>-0,173</u> | 0,028 | -0,019 | -0,132 |
| Mecânica | <u>0,161</u> | 0,117 | 0,046 | 0,118 | <u>0,148</u> | 0,054 | 0,011 |
| Material elétrico | -0,085 | 0,008 | -0,087 | <u>-0,222</u> | -0,060 | <u>-0,274</u> | -0,188 |
| Material de transporte | <u>-0,179</u> | -0,119 | 0,014 | 0,041 | <u>-0,165</u> | 0,071 | 0,069 |
| Madeira | <u>0,294</u> | 0,076 | -0,117 | -0,093 | 0,110 | <u>0,374</u> | -0,086 |
| Mobiliário | 0,115 | <u>0,242</u> | 0,092 | -0,038 | 0,008 | 0,102 | <u>0,116</u> |
| Papel e papelão | -0,076 | -0,165 | 0,004 | <u>0,211</u> | <u>-0,221</u> | -0,042 | 0,029 |
| Borracha | -0,117 | <u>0,135</u> | 0,081 | <u>-0,153</u> | -0,011 | -0,046 | 0,107 |
| Couro e peles | 0,129 | -0,047 | 0,012 | 0,046 | <u>-0,186</u> | 0,061 | <u>-0,133</u> |
| Têxtil | <u>-0,155</u> | -0,053 | -0,095 | -0,074 | <u>0,177</u> | 0,122 | -0,128 |
| Vestuário e calçados | 0,051 | 0,015 | 0,112 | -0,122 | <u>0,184</u> | -0,022 | <u>0,161</u> |
| Produtos alimentares | <u>0,211</u> | -0,149 | 0,106 | <u>-0,170</u> | -0,075 | 0,002 | 0,161 |
| Bebidas | <u>0,117</u> | 0,010 | <u>0,284</u> | -0,087 | -0,083 | 0,101 | 0,081 |
| Fumo | 0,020 | -0,025 | 0,068 | <u>-0,283</u> | 0,065 | <u>-0,068</u> | -0,019 |
| Editorial e Gráfica | 0,102 | <u>0,197</u> | 0,118 | <u>-0,184</u> | -0,139 | -0,175 | 0,071 |
| Diversas | 0,060 | -0,091 | 0,020 | <u>0,470</u> | -0,045 | <u>-0,193</u> | 0,023 |
| Indústria de Transformação | <u>0,105</u> | 0,053 | <u>0,144</u> | -0,022 | -0,015 | 0,006 | 0,035 |

Fonte: Censos Econômicos de 1949, 1960, 1970, 1975, 1980, 1985, PIA (vários anos) e Registros e Inquéritos Industriais (vários anos)

Os valores sublinhados por traço contínuo e pontilhados são, em módulo, os maiores e segundo maiores valores dos coeficientes de correlação. Nota-se que os valores absolutos desses coeficientes são menores quando comparados aos coeficientes entre emprego e valor adicionado.

Pela equação de demanda, espera-se que as variações positivas (negativas) do custo do trabalho afetem negativamente (positivamente) a quantidade de trabalho

contratado pelas indústrias. Constata-se, entretanto, que para cinco setores (mecânica, madeira, mobiliário, vestuário e calçados bebidas) e para a indústria de transformação, os dois maiores coeficientes são positivos. Nos setores minerais não-metálicos, têxtil, produtos alimentares, editorial e gráfica e diversas, o maior coeficiente de correlação em módulo é positivo e o segundo é negativo, o que também não é justificável pelo lado da demanda. A interpretação desses resultados passaria pela incorporação de uma equação de oferta ao modelo e uma análise de equilíbrio geral.

Os setores metalúrgico, borracha e fumo apresentam os maiores coeficientes em módulo entre as variações do emprego e as do custo no presente, ou seja, esses setores reagem às variações positivas (negativas) do custo demitindo (contratando) trabalhadores no mesmo período de produção.

A indústria de material elétrico possui os maiores coeficientes correlação entre a variação de emprego e o custo presente e futuro, ou seja a diminuição (aumento) do emprego presente é causada pela elevação (redução) do custo presente e pela expectativa de aumento (diminuição) do custo futuro. As expectativas de custos são também os principais fatores de variação de emprego presente na indústria de couro e peles. O setor de material de transporte, por possuir correlação mais elevada entre emprego e custo defasado, apresenta ajuste do emprego posterior às variações do custo.

III-2: O Método de Regressões Aparentemente Não-relacionadas

Seja a seguinte equação a ser estimada para obter os parâmetros da função demanda:

$$\ln L_{m,t} = c_m + d_m t + \sum_{j=0}^1 g_{m,j} \ln L_{m,t-1-j} - \sum_{j=0}^2 a_{m,j} \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)_{m,t-j} + \sum_{j=0}^2 b_{m,j} \ln V_{m,t-j} + u_{m,t} \quad (3.2.1)$$

ou, em notação matricial,

$$L_m = X_m b_m + u_m \quad (3.2.2)$$

Um método proposto para estimar este sistema de equações é o de regressões aparentemente não relacionadas (SUR). (3.2.2) pode ser escrito como:

$$\begin{bmatrix} L_1 \\ L_2 \\ \vdots \\ L_{\bar{m}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & X_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & X_{\bar{m}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ \vdots \\ b_{\bar{m}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_{\bar{m}} \end{bmatrix},$$

ou, simplesmente,

$$L = Xb + u.$$

Essa forma de apresentar o modelo permite a correlação contemporânea entre os resíduos das equações. Economicamente, isso significa que a demanda de trabalho de um determinado setor pode influenciar a demanda dos demais setores. O estimador de mínimos quadrados generalizados é:

$$\hat{b} = (X' \Sigma^{-1} X)^{-1} X' \Sigma^{-1} L,$$

onde:

$$\Sigma = E(uu'),$$

$$E(uu') = \begin{bmatrix} E(u_1 u_1') & E(u_1 u_2') & \cdots & E(u_1 u_{\bar{m}}') \\ E(u_2 u_1') & E(u_2 u_2') & \cdots & E(u_2 u_{\bar{m}}') \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E(u_{\bar{m}} u_1') & E(u_{\bar{m}} u_2') & \cdots & E(u_{\bar{m}} u_{\bar{m}}') \end{bmatrix}.$$

As hipóteses do modelo são:

- 1) $E(u_{m,t}) = 0$, $\text{var}(u_{m,t}) = \sigma_{u_m}^2$, $E(u_{m,t} u_{m,t-1}) = 0$, $\forall i \neq 0$,
- 2) $E(u_{m_1,t} u_{m_2,t}) = \sigma_{m_1 m_2}$, $E(u_{m_1,t-1} u_{m_2,t-j}) = 0$, $\forall i \neq j$, $m_1 \neq m_2$ e $m_1, m_2 = 1, \dots, \bar{m}$,
- 3) cada uma das m equações de (3.2.1) satisfaz os pressupostos do modelo de regressão linear clássico.

Empiricamente, os elementos da matriz Σ não são observados. O estimador possível de mínimos quadrados generalizados utiliza a matriz $\hat{\Sigma}$, construída dos resíduos estimados por mínimos quadrados ordinários de cada equação em (3.2.1).

Aplicando SUR em (3.2.2), obtiveram-se os seguintes resultados:

TABELA II: ESTIMATIVAS DO MODELO SUR

| Setores | c | d | g ₀ | g ₁ | a ₀ | a ₁ | a ₂ | b ₀ | b ₁ | b ₂ | R ² Ajustado | D.W' | D.h ² |
|---------------------------|--------------------|-------------------|------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|------------------|--------------------|--------------------|----------------------------|-------|------------------|
| 1- Minerais não-metálicos | - 0,005 (0,001) | 0,656 (0,041) | - | 0,263 (0,056) | -0,154 (0,049) | - | 0,286 (0,038) | - | -0,293 (0,054) | - | 0,974 | 1,650 | 1,221 |
| 2- Metalúrgica | 2,614 (0,447) | 0,013 (0,003) | 0,475 (0,046) | - | -0,493 (0,048) | - | *-0,095 (0,038) | 0,357 (0,030) | - | - | 0,986 | 1,631 | 1,299 |
| 3- Mecânica | - | - | 0,952 (0,089) | -0,204 (0,054) | 0,406 (0,061) | 0,313 (0,080) | - | 0,534 (0,044) | -0,339 (0,074) | - | 0,996 | 2,035 | -0,145 |
| 4- Material Elétrico | - | -0,004 (0,001) | 0,790 (0,060) | - | -0,447 (0,073) | 0,315 (0,080) | - | 0,458 (0,063) | -0,277 (0,070) | - | 0,988 | 1,575 | 1,576 |
| 5- Material de transporte | *0,445 (0,181) | - | 0,891 (0,043) | - | -0,122 (0,053) | - | - | 0,205 (0,047) | *-0,123 (0,038) | - | 0,989 | 1,756 | 0,865 |
| 6- Madeira | 0,719 (0,259) | - | 0,555 (0,057) | - | -0,371 (0,056) | - | - | 0,439 (0,039) | -0,189 (0,050) | 0,105 (0,034) | 0,960 | 1,690 | 1,127 |
| 7- Mobiliário | 0,593 (0,144) | - | 0,852 (0,071) | -0,180 (0,045) | -0,414 (0,035) | 0,216 (0,045) | - | 0,491 (0,029) | -0,253 (0,042) | - | 0,988 | 1,776 | 0,851 |
| 8- Papel e papelão | - | - | 0,978 (0,034) | - | - | -0,119 (0,042) | - | 0,248 (0,030) | -0,107 (0,040) | -0,092 (0,028) | 0,985 | 1,580 | 1,447 |
| 9- Borracha | *1,356 (0,633) | 0,009 (0,003) | 0,713 (0,088) | -0,317 (0,091) | -0,269 (0,054) | - | -0,210 (0,060) | 0,230 (0,047) | - | 0,196 (0,067) | 0,978 | 1,819 | 0,753 |
| 10- Couro e peles | - | -0,002 (0,001) | 0,701 (0,071) | *-0,148 (0,067) | -0,097 (0,028) | *-0,067 (0,028) | - | 0,334 (0,030) | - | - | 0,974 | 1,796 | 0,779 |
| 11- Têxtil | 4,170 (0,663) | -0,009 (0,002) | 0,742 (0,070) | -0,350 (0,067) | -0,206 (0,033) | - | - | 0,255 (0,027) | - | - | 0,836 | 2,064 | -0,244 |
| 12- Vestuário e calçados | 0,713 (0,172) | - | 0,693 (0,078) | *-0,129 (0,051) | -0,541 (0,046) | 0,269 (0,063) | - | 0,542 (0,031) | -0,212 (0,050) | - | 0,994 | 1,573 | #1,681 |
| 13- Produtos alimentares | 1,096 (0,334) | - | 0,673 (0,079) | - | -0,330 (0,072) | 0,210 (0,066) | - | 0,411 (0,077) | -0,220 (0,072) | - | 0,973 | 1,357 | #2,581 |
| 14- Bebidas | 5,186 (1,054) | *0,004 (0,002) | 0,490 (0,087) | -0,134 (0,077) | -0,220 (0,056) | 0,267 (0,064) | -0,173 (0,057) | 0,201 (0,066) | *-0,191 (0,083) | *0,126 (0,062) | 0,858 | 2,204 | -0,842 |
| 15- Fumo | 1,535 (0,594) | -0,009 (0,002) | 0,786 (0,098) | -0,279 (0,093) | -0,277 (0,068) | 0,231 (0,071) | - | 0,132 (0,044) | - | **0,098 (0,053) | 0,845 | 2,057 | -0,255 |
| 16- Editorial e gráfica | *0,750 (0,379) | -0,004 (0,001) | 0,541 (0,069) | - | -0,382 (0,055) | *0,139 (0,069) | - | 0,422 (0,041) | -0,155 (0,053) | **0,067 (0,035) | 0,970 | 1,727 | 1,035 |
| 17- Diversas | - | -0,015 (0,001) | 0,378 (0,070) | -0,143 (0,055) | - | - | - | 0,512 (0,036) | - | - | 0,976 | 2,105 | -0,400 |

Desvios- Padrão em parênteses. * (**) indica coeficiente é significativo a 5% (10%). Sem asterisco indica coeficiente significativo a 1%.

D.W - Estatística de Durbin-Watson.

D.h - Estatística de Durbin-h. (#) D.h > 1,65: aceita-se a hipótese de autocorrelação positiva de primeira ordem dos resíduos.

As equações não possuem o mesmo número de coeficientes estimados. A obtenção desse sistema mais restrito ocorreu após a aplicação de testes de Wald sobre o sistema sem restrições dos coeficientes (equação (3.2.1)). Procedeu-se retirando, em primeiro lugar, os coeficientes com a probabilidade do teste de t-student superior a 80% e reestimou-se o modelo sem os coeficientes estatisticamente nulos. A probabilidade do teste de Wald foi de 99,5%. A seguir, repetiu-se o procedimento, retirando os coeficientes com probabilidade acima de 20%. O teste de Wald calculou a probabilidade em 9,9%. Por fim, retirou-se os coeficientes com probabilidades acima de 10% e o teste de Wald calculou probabilidade de 10,46%. Os coeficientes restantes estimados desse último modelo são diferentes de zero utilizando nível de significância de 10%.

A não inclusão de tendência determinística em alguns setores é explicada pela possível presença de colinearidade entre as variáveis explicativas e a tendência. Os gráficos atestam que as variáveis são crescentes ao longo do tempo e podem ser aproximadas por uma tendência.

Os resultados R^2 -Ajustado, excetuando-se os setores têxtil, bebidas e fumo, ficaram acima de 95%, indicando elevado poder explicativo das variáveis do modelo. Entretanto, o R^2 -Ajustado próximo à unidade também pode ser um indicador de regressões espúrias, como será discutido adiante.

Outro resultado importante refere-se às estatísticas de Durbin-h. Elas revelam que para dois setores (vestuário e calçados e produtos alimentares) existe autocorrelação de primeira ordem dos resíduos. A presença de autocorrelação residual gera estimadores ineficientes de mínimos quadrados ordinários violando a terceira hipótese do modelo. Portanto, as estimativas desses setores devem ser vistas ressalvas.⁶

A matriz de correlação dos resíduos (tabela 12) retrata poucas correlações elevadas. As maiores são entre os setores mobiliário e vestuário (0,839), metalúrgica

⁶ Existem formas para corrigir o problema de autocorrelação dos resíduos no SUR. Para mais detalhes ver Greene (1993), capítulo 17.

e madeira (0,635), metalúrgica e papel e papelão (0,608) e papel e papelão e editorial e gráfico (0,606). As demais são inferiores a 0,60 e a grande maioria não atinge 0,50.

TABELA 12: MARTIZ DE CORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 |
|----|--------|-------|--------|--------|--------|--------|-------|-------|--------|--------|--------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|
| 1 | 1,000 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2 | 0,568 | 1,000 | | | | | | | | | | | | | | | |
| 3 | 0,335 | 0,159 | 1,000 | | | | | | | | | | | | | | |
| 4 | 0,182 | 0,343 | 0,580 | 1,000 | | | | | | | | | | | | | |
| 5 | 0,264 | 0,304 | 0,428 | 0,415 | 1,000 | | | | | | | | | | | | |
| 6 | 0,592 | 0,635 | 0,165 | 0,192 | 0,074 | 1,000 | | | | | | | | | | | |
| 7 | 0,483 | 0,451 | 0,527 | 0,387 | 0,154 | 0,441 | 1,000 | | | | | | | | | | |
| 8 | 0,432 | 0,608 | 0,315 | 0,538 | 0,209 | 0,479 | 0,380 | 1,000 | | | | | | | | | |
| 9 | 0,473 | 0,502 | 0,553 | 0,466 | 0,476 | 0,463 | 0,530 | 0,320 | 1,000 | | | | | | | | |
| 10 | 0,236 | 0,285 | 0,308 | -0,051 | 0,238 | 0,428 | 0,457 | 0,147 | 0,416 | 1,000 | | | | | | | |
| 11 | 0,330 | 0,490 | 0,352 | 0,252 | 0,390 | 0,243 | 0,409 | 0,413 | 0,505 | 0,511 | 1,000 | | | | | | |
| 12 | 0,358 | 0,434 | 0,522 | 0,498 | 0,231 | 0,530 | 0,839 | 0,520 | 0,555 | 0,442 | 0,289 | 1,000 | | | | | |
| 13 | 0,514 | 0,521 | 0,177 | 0,120 | 0,071 | 0,477 | 0,391 | 0,452 | 0,290 | 0,353 | 0,416 | 0,349 | 1,000 | | | | |
| 14 | 0,091 | 0,287 | 0,256 | 0,106 | -0,062 | -0,010 | 0,380 | 0,292 | 0,244 | 0,069 | 0,544 | 0,254 | 0,377 | 1,000 | | | |
| 15 | -0,030 | 0,096 | -0,052 | -0,025 | -0,119 | 0,181 | 0,196 | 0,225 | -0,216 | -0,082 | -0,192 | 0,330 | 0,054 | 0,027 | 1,000 | | |
| 16 | 0,468 | 0,515 | 0,523 | 0,369 | 0,215 | 0,303 | 0,566 | 0,606 | 0,484 | 0,200 | 0,514 | 0,450 | 0,190 | 0,472 | -0,036 | 1,000 | |
| 17 | -0,002 | 0,048 | 0,342 | 0,370 | 0,190 | -0,067 | 0,124 | 0,222 | 0,322 | 0,169 | 0,184 | 0,140 | 0,172 | 0,371 | -0,411 | 0,130 | 1,000 |

TABELA 13. ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA DEMANDA POR TRABALHO - SUR

| Setores | γ_L | $(\sigma - \gamma_L + \tau_1)$ | $(\tau_L + \tau_1)$ | $\sigma = -\gamma_{LL}$ | e_{LY} | ω_t^L | ω_{t-1}^L | ω_{t-2}^L | ω_t^Y | ω_{t-1}^Y | ω_{t-2}^Y | V | V | ρ |
|------------------------|------------|--------------------------------|---------------------|-------------------------|----------|--------------|------------------|------------------|--------------|------------------|------------------|---------|--------|--------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) | (13) | (14) |
| Minerais não-metálicos | 0,656 | -0,007 | 0,006 | -0,315 | -0,020 | 2,423 | -1,423 | 0,000 | -40,986 | 0,000 | 41,986 | -49,290 | 4,458 | 0,468 |
| Metalúrgica | 0,475 | 0,027 | 0,225 | 1,120 | 0,679 | 0,838 | 0,000 | 0,162 | 1,000 | 0,000 | 0,000 | 1,472 | 0,272 | 0,197 |
| Mecânica | 0,749 | - | - | 0,367 | 0,774 | 4,403 | -3,403 | 0,000 | 2,744 | -1,744 | 0,000 | 1,293 | 1,556 | -0,555 |
| Material elétrico | 0,790 | -0,005 | 0,015 | 0,628 | 0,859 | 3,385 | -2,385 | 0,000 | 2,536 | -1,536 | 0,000 | 1,165 | 1,614 | -0,183 |
| Material de transporte | 0,891 | - | - | 1,128 | 0,757 | 1,000 | 0,000 | 0,000 | 2,499 | -1,499 | 0,000 | 1,322 | 0,344 | 0,164 |
| Madeira | 0,555 | - | - | 0,834 | 0,799 | 1,000 | 0,000 | 0,000 | 1,234 | -0,530 | 0,296 | 1,251 | -4,803 | 0,021 |
| Mobiliário | 0,673 | - | - | 0,603 | 0,727 | 2,096 | -1,096 | 0,000 | 2,064 | -1,064 | 0,000 | 1,375 | 3,188 | -0,103 |
| Papel e papelão | 0,978 | - | - | 5,328 | 2,185 | - | - | - | 5,075 | -2,199 | -1,876 | 0,458 | 1,377 | 0,295 |
| Borracha | 0,396 | 0,024 | -0,114 | 0,792 | 0,703 | 0,562 | 0,000 | 0,438 | 0,542 | 0,000 | 0,458 | 1,422 | -2,345 | 0,056 |
| Couro e peles | 0,553 | -0,003 | 0,004 | 0,366 | 0,747 | 0,593 | 0,407 | 0,000 | 1,000 | 0,000 | 0,000 | 1,339 | 1,665 | -0,519 |
| Têxtil | 0,392 | -0,023 | 0,035 | 0,340 | 0,420 | 1,000 | 0,000 | 0,000 | 1,000 | 0,000 | 0,000 | 2,383 | 8,243 | -0,118 |
| Vestuário e calçados | 0,564 | - | - | 0,624 | 0,756 | 1,988 | -0,988 | 0,000 | 1,644 | -0,644 | 0,000 | 1,323 | 2,850 | -0,106 |
| Produtos alimentares | 0,673 | - | - | 0,366 | 0,586 | 2,759 | -1,759 | 0,000 | 2,149 | -1,149 | 0,000 | 1,708 | 2,886 | -0,300 |
| Bebidas | 0,356 | - | - | 0,196 | 0,211 | 1,742 | -2,113 | 1,370 | 1,482 | -1,408 | 0,925 | 4,748 | 56,112 | -0,036 |
| Fumo | 0,507 | -0,017 | 0,019 | 0,095 | 0,466 | 5,932 | -4,932 | 0,000 | 0,573 | 0,000 | 0,427 | 2,148 | 2,441 | -1,956 |
| Editorial e gráfica | 0,541 | - | - | 0,529 | 0,728 | 1,573 | -0,573 | 0,000 | 1,263 | -0,464 | 0,200 | 1,374 | 2,368 | -0,188 |
| Diversas | 0,235 | -0,063 | 0,063 | 0,000 | 0,669 | - | - | - | 1,000 | 0,000 | 0,000 | 1,494 | 1,494 | - |

Coluna (1) = $g_0 + g_1$; Coluna (2) = d/γ_L ; Coluna (3) = $d/\gamma_L(\sigma - 1)$; Coluna (4) = $-(1/(1-\gamma_L)) \times (\sum a_i)$; Coluna (5) = $-(1/(1-\gamma_L)) \times (\sum b_i)$; Coluna (6) = $a_0/(\sum a_i)$;

Coluna (7) = $a_1/(\sum a_i)$; Coluna (8) = $a_2/(\sum a_i)$; Coluna (9) = $b_0/(\sum b_i)$; Coluna (10) = $b_1/(\sum b_i)$; Coluna (11) = $b_2/(\sum b_i)$; Coluna (12) = $1/e_{LY}$;

Coluna (13) = $(1 - g_0 - g_1) / (\sum a_i + \sum b_i)$; Coluna (14) = $(1/2) \times (1 + \sum b_i) / (\sum a_i)$

A Tabela 13 apresenta os valores de alguns parâmetros da demanda de trabalho de equações log-lineares, que são recuperados dos coeficientes estimados.

Coefficientes de ajustamento do trabalho próximos à unidade caracterizam um ajuste lento do trabalho na firma. Este são os casos dos setores papel e papelão, material de transporte, material elétrico e mecânica. Em particular, o ajustamento da mão-de-obra do setor papel e papelão ocorre em aproximadamente 45 anos, número extremamente contestável empiricamente. Já nos outros setores mencionados, encontram-se entre 4 e 9 anos, sugerindo que o custo de ajustamento para essas indústria são elevados.

As estimativas menores da velocidade de ajustamento são dos setores diversas, bebidas, têxtil e borracha, com valores respectivos de 0,235, 0,356, 0,392 e 0,396, o que significa tempo de ajuste aproximado de 1,3, 1,55, 1,64 e 1,65 anos, respectivamente. Os setores não mencionados possuem velocidade de ajuste entre 0,5 e 0,67, o que significa tempo de ajuste entre 2 e 3 anos.

As estimativas da velocidade indicam presença do custo de ajustamento instantâneo do trabalho nas indústrias, pois o nível desejado de emprego é atingido em mais de um período de produção. Porém, a diversidade de valores encontrados atestam que os custos de ajustamento variam consideravelmente entre as indústrias.

Os parâmetros de expectativas ponderadas mostraram-se insatisfatórios para a maioria das indústrias. Excetuando-se os setores metalúrgicos, borracha, couro e peles, têxtil e diversas, os demais violaram as condições das equações (1.5.2) e (1.5.3). Nesses setores, as ponderações presentes são superiores às defasadas, indicando que as decisões das firmas são tomadas considerado principalmente as expectativas presentes de produção e custo.

Para as outras indústrias, optou-se pela hipótese de que valor adicionado e custo obedecessem o ajustamento parcial, a exemplo de Estevão (1991). Segue-se tabela com as estimativas dos parâmetros de velocidades de ajustamento.

TABELA 14: VELOCIDADES DE AJUSTAMENTO DO CUSTO DO TRABALHO E DO VALOR ADICIONADO

| Setores | $\gamma \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)$ | γ_V |
|------------------------|---|------------|
| Minerais não-metálicos | 0,587 | 1,024 |
| Mecânica | 0,773 | 0,636 |
| Material elétrico | 0,705 | 0,606 |
| Material de transporte | 0,000 | 0,600 |
| Madeira | 0,000 | 0,190 |
| Mobiliário | 0,523 | 0,515 |
| Papel e papelão | | 0,803 |
| Vestuário e calçados | 0,497 | 0,392 |
| Produtos alimentares | 0,638 | 0,535 |
| Bebidas | 0,426 | 0,325 |
| Fumo | 0,831 | -0,747 |
| Editorial e gráfica | 0,364 | 0,208 |

$\gamma \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)$ = parâmetro de ajustamento do custo do trabalho,

γ_V = parâmetro de ajustamento do valor adicionado.⁷

Excluindo-se as indústrias de minerais não-metálicos e de fumo, as demais apresentaram velocidade de ajustamento dentro do intervalo esperado entre zero e um. A interpretação desses parâmetros é igual à velocidade de ajustamento do emprego: quanto mais próximo à unidade mais lento o ajuste, quanto mais próximo a zero, maior rapidez no ajustamento. As maiores velocidades do valor adicionado foram verificadas nos setores papel e papelão, mecânica, material elétrico e material de transporte, esse três últimos pertencentes às indústrias de bens de capital. Os ajustes ocorreram entre dois anos e meio (material de transporte) e cinco anos (papel e papelão). As outras indústrias ajustaram o produto em menos de dois anos.⁸

As velocidades de ajuste custo do trabalho mostraram-se, em sua maioria, superiores às do valor adicionado. Esse resultado sugere que os custos de ajustamento dos salários são superiores aos da produção em grande parte da indústrias, ou seja, as indústrias são mais flexíveis em adaptar-se aos choques de produção que de custo.

Os demais parâmetros da demanda de trabalho calculados a partir do coeficientes estimados dependem de qual função de produção que melhor descreve a economia: CD, CES e NH-CES.

⁷ $\gamma_{(P_L/P_Y)} = -(a_1 + a_2/a_0) \cdot \gamma_V = -(b_1 + b_2/b_0)$

⁸ A indústria de madeira gasta somente um ano e três meses para completar o ajuste.

Se a função de produção for CD (ver equação (1.6.14)), não é possível identificar a natureza da mudança tecnológica (Hicks, Harrod e Solow-neutra). Obtém-se informação somente a respeito da tecnologia - poupadora ou intensiva em trabalho. Dos oito setores onde foram possíveis os cálculos (coluna (2) da tabela 13), seis são poupadores de trabalho (minerais não-metálicos, material elétrico, couro e peles, têxtil, fumo e diversas) e dois intensivos em trabalho (metalúrgico e borracha).

A elasticidade da demanda de trabalho estimada (coluna (4)) varia muito entre os setores. Isso indica que as indústrias não devem reagir uniformemente frente às alterações de custo do trabalho. Os setores têxtil, produtos alimentares, bebidas, fumo e diversas, que são considerados de bens de consumo e intensivos em trabalho, mostraram-se pouco sensíveis às variações de custo, enquanto que os setores metalúrgico, material elétrico, material de transporte, borracha, considerados intensivos em capital, mais sensíveis às variações.

As elasticidades emprego-produto (coluna (5)) estão dentro dos valores encontrados na literatura,⁹ entre zero e a unidade, com exceção dos setores de minerais não-metálicos e de papel e papelão, variando muito entre as indústrias. Comparando essas elasticidades entre os grupos intensivos em trabalho e intensivos em capital descritos no parágrafo anterior, percebe-se que as elasticidades emprego-produto do segundo grupo são maiores que as do primeiro. Esse último resultado também foi constatado por Bacha et al. (1972).¹⁰

Os parâmetros de homogeneidade da função CD indicam que as firmas operam em rendimentos crescentes de escala, com exceção, novamente, dos setores de minerais não-metálicos e papel e papelão. Apesar de difícil argumentação sob ponto de vista econômico, esses resultados também foram obtidos por outros autores da segunda geração. Por exemplo, os setores têxtil e fumo apresentam parâmetro de homogeneidade acima de dois e bebidas próximo a cinco, isto é, dobrando-se a utilização dos fatores é mais que duplicado o valor adicionado.

Sob a hipótese de função CES, encontrou-se elasticidade-substituição capital trabalho entre zero e um para a maioria dos setores, implicando certa rigidez em se substituir os fatores de produção (coluna (4)). Os setores mais sensíveis as mudanças

⁹ Pereira, et al. (1989) estimou a elasticidade produto do emprego entre 0,6 e 0,9 para a indústria de transformação. Chaad e Luque (1989) encontraram valores 0,682 para períodos de expansão e 0,429 para períodos de contração.

¹⁰ Ver Bacha et al. (1972) p.172.

de preços relativos de acordo com os valores estimados são papel e papelão (5,328), material de transporte (1,128) e metalúrgica (1,120). A elasticidade-substituição nula do setor diversas significa que sua função de produção pode ser descrita por uma Leontief.

Já os parâmetros de homogeneidade estimados (coluna (13)) não são satisfatórios, visto que para oito setores estão acima de 2,3 (elevando-se a quantidade de fatores de produção a quantidade de valor adicionado é mais que duplicada) e para dois setores foram negativas, o que não é sustentável teórica nem empiricamente (o empresário combinaria quantidades maiores de insumos e reduziria a escala de produção). Dos seis setores restantes, três apresentaram homogeneidade maiores que as calculadas para o caso da CD (mecânica, material elétrico e couro e peles), duas apresentam rendimentos decrescentes de escala (metalúrgica e material de transporte) e uma possui valor igual ao resultado da CD (diversas). Esses resultados descredenciam o uso de parâmetros da demanda derivados da hipótese de função CES.

Por último, aborda-se a utilização da função NH-CES. Sob essa hipótese, os parâmetros de mudança tecnológica e de elasticidade-substituição são os mesmos que no caso da função elasticidade substituição constante. Quanto ao parâmetro de não-homogeneidade, não há valores calculados para o caso brasileiro. Pode-se compará-los aos valores obtidos de outros países. Por exemplo, Sato (1977) obteve valores para vários setores industriais dos Estados Unidos entre -1,348 (setores materiais plásticos e borracha) e 2,96 (setor mobiliário). Os valores estimados situam-se entre -1,956 (fumo) e 0,458 (minerais não metálicos). Se retirados os valores das indústrias minerais não-metálicos e de fumo, todos os demais setores possuem valores estimados dentro dos calculados por Sato.

Conclui-se que a interpretação dos parâmetros da demanda de mão-de-obra através da formulação CD com parâmetro de homogeneidade flexível não se mostrou satisfatória para os setores de papel e papelão, têxtil, bebidas e fumo. Os parâmetros de homogeneidade estimados pela CES mostraram-se inadequados, o que evita seu uso para a obtenção de parâmetros da demanda de mão-de-obra. A função NH-CES demonstrou-se adequada para a quase totalidade dos setores. Como, no caso brasileiro não existem outras estimativas para os parâmetros de não-homogeneidade, não se podem compará-los. Os resultados das elasticidades da demanda e do

emprego-produto dos setores tradicionalmente classificados como intensivos em capital (segundo grupo) são superiores em módulo aos setores intensivos em trabalho (primeiro grupo). Para a maioria das indústrias onde foi possível a estimação do parâmetro tecnológico, constatou-se que a mudança tecnológica foi poupadora do fator trabalho.

III-3: Críticas ao SUR

O procedimento econométrico anterior é passível de várias críticas. Fuss, et al. (1978: 249-53)) argumentam que dificilmente as variáveis explicativas do modelo anterior poderiam ser consideradas não-estocásticas, acarretando problemas quanto à exogeneidade das variáveis independentes. Segundo esses autores, “relations between measured production variables will general contain stochastic components introduced at four levels:

- (1) the technology of the production unit,
- (2) the environment of each firm, particularly market environment,
- (3) the behavior of the production unit,
- (4) the process of observation, which often involves aggregation over commodities, production units, and time; direct error in measurement; and incomplete observation.”

Grilliches e Mairesse (1995) ilustram as dificuldades apontadas por Fuss, et al., supondo a seguinte função de produção abaixo:

$$\ln Y = \alpha \ln K + \beta \ln L + s, \quad (3.3.1)$$

onde:

s representa todos os distúrbios como, por exemplos, discrepância da fórmula funcional, diferenças de eficiência e erros de medida.

Sob a hipótese de que o capital é fixo e a firma maximiza lucro, e, após alguma manipulação algébrica, obtém-se a seguinte equação da condição de primeira ordem:

$$\ln Y = -\ln \beta + \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right) + \ln L + v, \quad (3.3.2)$$

onde:

v representa as discrepâncias derivadas das condições assumidas de maximização de lucro, previsão perfeita, ausência de aversão ao risco e possíveis

erros de medida de Y , L e (P_L/P_Y) . Das equações (3.3.1) e (3.3.2) chega-se ao sistema:

$$\ln L = \frac{1}{1-\beta} \left[\alpha \ln K - \left(\ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right) + v \right) + s \right] \quad (3.3.3)$$

$$\ln Y = \frac{1}{1-\beta} \left[\alpha \ln K - \beta \left(\ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right) + v \right) + s \right] \quad (3.3.4)$$

No sistema acima, se a variável trabalho for escolhida próxima ao nível ótimo, então o distúrbio s de (3.3.1) é “transmitido” à equação (3.3.3), e o trabalho é função de s (ou seja, a correlação entre o distúrbio e o trabalho é não nula).¹¹ A estimação dos coeficientes da equação (3.3.1) usando mínimos quadrados ordinários não seria consistente pois o trabalho não é mais tomado como variável exógena. Os autores estenderam a demonstração para o caso da função demanda de trabalho condicional. Segundo eles, “factor demand functions, derived from the cost function framework, interchange the roles of $\ln L$ and $\ln Y$. To estimate them by least squares or related methods requires the assumption that $\ln Y$ is exogenous, uncorrelated with v , which contradicts equation (3.3.4), and that $\ln Y$ is not subject to measurement error. Moreover, the expected real factor prices must also be measured correctly by the econometrician. In short, life is not easier on the ‘other side’.”¹²

Se as variáveis do modelo forem estocásticas, então deve existir algum processo que governa a realização das variáveis. Supondo que trabalho e valor adicionado possam ser descritos como:

$$\ln V_t = \ln V_{t-1} + \varepsilon_{V,t}, \quad (3.3.5)$$

$$\ln L_t = \ln L_{t-1} + \varepsilon_{L,t}, \quad (3.3.6)$$

onde:

$\{\varepsilon_{V,t}\}$ e $\{\varepsilon_{L,t}\}$ são ruídos brancos.

Harris (1995: 20) argumenta que “because of the non-stationary nature of the data, implying that ε_t is also non-stationary, any tendency for both time series to be

¹¹ Essa transmissão ocorre porque, conforme Grilliches e Mairesse (1995: 4), “the inputs are not under the control of the econometrician but are chosen in some optimal or behavioral fashion by producers themselves, the usual exogeneity assumptions that are required for consistency of OLS are unlikely to hold for the data at hand, at least not without further detailed analysis.”

¹² Grilliches e Mairesse (1995), nota de rodapé n.9.

growing leads to correlation which is picked up by the regression model, even though each is growing for very different reasons and at rates which are uncorrelated (i.e., b converges in probability to zero in the regression $(\Delta \ln L_t = c + b \Delta \ln V_t + (\varepsilon_{L,t} - \varepsilon_{V,t}))$). Thus, correlation between non-stationary series does not imply the kind of casual relationship that might be inferred from stationary series.”

Os resultados do método de regressões aparentemente não-relacionadas podem estar captando regressões espúrias entre as variáveis, visto que grande parte dos coeficientes são significativos a 5%, e o coeficiente de determinação (R^2 - *Ajustado*) é muito próximo à unidade. Se a regressão for espúria, a aplicação do SUR gerou estimativas inválidas dos parâmetros da demanda de trabalho.

Portanto, dadas as considerações sobre endogeneidade das variáveis do modelo e da possibilidade de elas serem geradas por um processo estocástico não estacionário, partiu-se para a estimação dos parâmetros da demanda pelo do procedimento de Johansen.

III-4: Teste de Raiz Unitária, Teste de Cointegração e Vetor de

Correção de Erro

O primeiro passo para aplicação do procedimento de Johansen é a verificação da ordem de integração das variáveis do modelos. Um processo estocástico Y_t é integrado de ordem 1 ($I(1)$) se $(Y_t - Y_{t-1})$ é estacionário ($I(0)$). Existem vários métodos para se testar as variáveis são $I(1)$, também conhecidos por testes de raízes unitárias. Um deles testes é o Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Seja $\ln Y_t$ não estacionário governado pelo seguinte processo estocástico:

$$\ln Y_t = b_1 \ln Y_{t-1} + b_2 \ln Y_{t-2} + \dots + b_p \ln Y_{t-p} + \phi D_t + \varepsilon_{Y,t}. \quad (3.4.1)$$

(3.4.1) é reescrita como:

$$\Delta \ln Y_t = b^* \ln Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} b_i^* \Delta \ln Y_{t-i} + \phi D_t + \varepsilon_{Y,t}, \quad (3.4.2)$$

onde:

D - componentes determinísticos,

$$b^* = (b_1 + \dots + b_p) - 1.$$

$$b^* = -\sum_i b_i^*$$

Testar a presença de raiz unitária em (3.4.2) significa testar a hipótese nula $b^* = 0$, contra a hipótese alternativa $b^* < 0$. O valor da estatística *t-student*, calculado por mínimos quadrados ordinários, não deve ser comparado com os valores da distribuição *t-student* padrão. Através de experimentos de Monte Carlo e assumindo que ε_{yt} segue uma distribuição normal independente e identicamente distribuída, Dickey e Fuller construíram distribuições e calcularam valores críticos apropriados, sob as hipóteses nulas $H_0: b^* = 0$ e $D = 0$ (τ), $H_0: b^* = c = 0$ e $D = c$ (τ_μ), e $H_0: b^* = d = 0$ e $D = c + dt$ (τ_r).¹³

A aplicação do teste de restrição conjunta checa a presença de componentes determinísticos em D . Nos testes de Φ_3 ($H_0: b^* = d = 0$), Φ_2 ($H_0: b^* = c = d = 0$) e Φ_1 ($H_0: b^* = c = 0$ e $D = c$), suas distribuições não seguem a distribuição F padrão. Os valores do teste de F , calculado por mínimos quadrados ordinários, são comparados aos valores críticos derivados das distribuições F de Dickey-Fuller.¹⁴

Para a determinação dos componentes determinísticos em (3.4.2) realizou-se o procedimento sugerido por Enders (1995).¹⁵ O valor da defasagem foi determinado pelo critério de Hall: escolheu-se um valor alto para a defasagem p e testou-se $H_0: b_{p-1}^* = 0$ através dos testes de t e F padrões; se não fossem significantes, reduziria-se a defasagem p até encontrar um coeficiente estatisticamente não-nulo. Segundo Maddala e Kim (1998: 78) "Hall's general to specific methods is preferable to the others." Verificou-se também se os resíduos eram ruídos brancos através o

¹³ As distribuições são conhecidas por distribuições de t de Dickey-Fuller. Sua derivação formal é encontrada em Hamilton (1994) e Hatanaka (1996). Esse autor lembra que "Dickey-Fuller test does not admit $d \neq 0$ and $b^* = 0$." (Hatanaka (1996: 72)).

¹⁴ A derivação formal das distribuições F de Dickey e Fuller é encontrada em Hamilton (1994).

¹⁵ Iniciou-se o teste de raiz unitária com tendência e constante. Se a hipótese nula não fosse rejeitada, realizar-se-ia o teste de restrição conjunta Φ_3 . Se Φ_3 fosse rejeitada, Enders e Madalla e Kim (1998) argumentam que b^* estimado teria distribuição assintótica normal. Portanto, testa-se $H_0: b^* = 0$ supondo-se que b^* siga uma normal. Caso não se rejeite Φ_3 , testa-se $H_0: b^* = c = 0$ e $D = c$ e compara-se o valor de *t-student* calculado com os valores críticos de τ_μ . A seguir, faz-se o teste Φ_1 . Se Φ_1 for rejeitada, testa-se $H_0: b^* = 0$ supondo-se que b^* siga uma normal.¹⁵ Se Φ_1 não for rejeitada, testam-se $H_0: b^* = 0$ e $D = 0$ e compara-se o valor de *t-student* com os valores críticos de τ .

teste de Ljung-Box.¹⁶ As tabelas abaixo trazem os resultados dos testes de raiz unitária.

TABELA 15 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA ADF: EMPREGO

| Setores | Modelo Sugerido ¹⁷ | Estatística <i>t-student</i> | Φ_3 | Φ_1 | Φ_2 | prob. $b^* = 0^1$ |
|------------------------|-------------------------------|------------------------------|------------|-------------|------------|-------------------|
| Minerais Não-metálicos | ADF (2) cte | -0.8801 | 1,2049 | | 0.8091 | |
| | ADF (2) cte | -1.5718 | | 1,2442 | | |
| Metalúrgica | ADF (1) cte | -0.5539 | 2,3838 | | 2,0927 | |
| | ADF (1) cte | -2.1600 | | 3,1029 | | |
| Mecânica | ADF (5) cte | -1.2949 | 1,5779 | | 1,0579 | |
| | ADF (5) cte | -1.5391 | | 1,1934 | | |
| | ADF (5) | -0.0101 | | | | |
| Material Elétrico | ADF (6) cte | -2.8623 | | * 4.5806 | | 0.0074 |
| | ADF (0) cte | -0.7648 | ***8.4641 | | ***10,0035 | 0.4485 |
| | ADF (0) cte | ###-4.0387 | | ****14.7383 | | |
| Material de Transporte | ADF (6) cte | -2.2311 | ***8.0214 | | ***5,9456 | 0.0330 |
| | ADF (6) cte | -4.0069 | | ****8.9440 | | 0.0003 |
| Madeira | ADF (2) cte | -1.0534 | 1,2955 | | 0,8984 | |
| | ADF (2) cte | -1.6299 | | 1,3816 | | |
| Mobiliário | ADF (7) cte | -2.0882 | 2,5524 | | 1,7084 | |
| | ADF (7) cte | -1.4940 | | 1,1257 | | |
| | ADF (7) | -0.1997 | | | | |
| | ADF (1) cte | -0.4091 | 1,7740 | | 1,4518 | |
| | ADF (1) cte | -1.7713 | | 2,0511 | | |
| Papel | ADF (1) cte | -0.4634 | 2,6408 | | 2,7941 | |
| | ADF (1) cte | -2.2959 | | *4.2192 | | 0.0267 |
| Borracha | ADF (0) cte | -1.1285 | 2,6266 | | 4,0336 | |
| | ADF (0) cte | -2.2777 | | ***6,0840 | | 0.0277 |
| | ADF (1) cte | -1.6631 | 2,9720 | | 3,2601 | |
| | ADF (1) cte | -2.2260 | | *4.3961 | | 0.0314 |
| Couro e Peles | ADF (5) cte | -1.9939 | 2,9942 | | 2,4201 | |
| | ADF (5) cte | -2.0421 | | 2,7076 | | |
| Têxtil | ADF (1) cte | -2.2914 | 3,1677 | | 2,3509 | |
| | ADF (1) cte | -1.3056 | | 1,1744 | | |
| Vestuário e Calçados | ADF (2) cte | -1.2064 | 1,1318 | | 0,9254 | |
| | ADF (2) cte | -1.2420 | | 1,0293 | | |
| Alimentos | ADF (0) cte | -1.1969 | 0,8671 | | 1,8709 | |
| | ADF (0) cte | -0.9633 | | 2,4116 | | |
| Bebidas | ADF (2) cte t | ###-4.3850 | ****9.8775 | | | 0.0001 |
| Fumo | ADF (0) cte | -1.3285 | 3,0972 | | 2,1509 | |
| | ADF (0) cte | -2.4525 | | 3,1388 | | |
| | ADF (1) cte | -1.3572 | 2,0316 | | 1,3292 | |
| | ADF (1) cte | -2.0148 | | 2,0406 | | |
| Editorial e Gráfica | ADF (0) cte | -0.9274 | 1,2423 | | 1,5309 | |
| | ADF (0) cte | -1.5737 | | 2,3153 | | |
| Diversas | ADF (0) cte | -1.3698 | 1,7847 | | 2,3050 | |
| | ADF (0) cte | -1.7911 | | 2,3452 | | |
| Transformação | ADF (1) cte | -0.3542 | 1,3977 | | 1,2974 | |
| | ADF (1) cte | -1.6722 | | 1,9590 | | |

¹⁶ Os resultados dos testes de Ljung-Box foram aceitos a 5% entre as primeiras e décimas defasagens. Os resultados estão disponíveis com o autor.

¹⁷ O número entre parênteses indica o número de defasagens. Em alguns casos, b^* estimado para o modelo sem tendência e constante era positivo, apesar dos testes de restrição sobre coeficientes sugerirem tal modelo. b^* positivo viola a hipótese do teste de ADF.

TABELA 16 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA ADF: VALOR ADICIONADO

| Setores | Modelo Sugerido | Estatística <i>t-student</i> | Φ_3 | Φ_1 | Φ_2 | Prob. $b^* = 0^1$ |
|------------------------|-----------------|------------------------------|----------|-------------|-----------|-------------------|
| Minerais Não- | ADF (2) cte | -0.3250 | 1,1647 | | 0.8694 | |
| | ADF (2) cte | -1.4619 | | 1.2107 | | |
| Metalúrgica | ADF (1) cte | -1.7285 | 1.7697 | | 2.6832 | |
| | ADF (1) cte | -1.0258 | | 2.7059 | | |
| Mecânica | ADF (7) cte | -1.2509 | 2,1713 | | 1.4824 | |
| | ADF (7) cte | -1.9098 | | 1.8765 | | |
| | ADF (7) | -0.5023 | | | | |
| | ADF (1) cte | -1.7406 | | 3.1363 | | |
| Material Elétrico | ADF (3) cte | -0.7421 | 1.7427 | | **5.3468 | |
| | ADF (3) cte | -1.8042 | | ***8.0244 | | 0.0791 |
| Material de Transporte | ADF (4) cte | -1.7243 | 4.8738 | | ***7.4732 | |
| | ADF (4) cte | -2.8559 | | ****10.3302 | | 0.0071 |
| Madeira | ADF (5) cte | -1.6713 | | 1.4093 | | |
| | ADF (5) | -0.2188 | | | | |
| | ADF (0) cte | -1.2128 | | 0.7511 | | |
| Mobiliário | ADF (7) cte | -1.4821 | 2,1048 | | 1.5569 | |
| | ADF (7) cte | -1.8571 | | 1,9566 | | |
| | ADF (7) | -0.7241 | | | | |
| | ADF (0) cte | -0.0390 | 2,7656 | | 2.0905 | |
| | ADF (0) cte | -1.7875 | | 1.9576 | | |
| Papel e Papelão | ADF (0) cte | -1.7850 | 2.3158 | | **5.1511 | |
| | ADF (0) cte | -1.5073 | | ***6.3925 | | 0.1389 |
| Borracha | ADF (0) cte | -2.3439 | 3.4514 | | 3.3199 | |
| | ADF (0) cte | -1.6270 | | 2.7744 | | |
| Couro e Peles | ADF (0) cte | -0.0507 | 2.1379 | | 1.5024 | |
| | ADF (0) cte | -1.8140 | | 1.7610 | | |
| Têxtil | ADF (6) cte | -1.4617 | 1.7906 | | 1.3019 | |
| | ADF (6) cte | -1.3959 | | 1.2107 | | |
| Vestuário e Calçados | ADF (6) cte | -1.6384 | 2,0137 | | 1,4318 | |
| | ADF (6) cte | -1.4635 | | 1.2015 | | |
| Alimentos | ADF (0) cte | -0.3375 | 1.2079 | | 3.7196 | |
| | ADF (0) cte | -1.5714 | | **5.7075 | | 0.1233 |
| Bebidas | ADF (0) cte | -0.8337 | 1,1568 | | 3.7585 | |
| | ADF (0) cte | -1.4907 | | ***5.6818 | | 0.1432 |
| Fumo | ADF (0) cte | -0.0715 | 2.8635 | | 3.0117 | |
| | ADF (0) cte | -2.3031 | | * 4.3257 | | 0.0261 |
| | ADF (1) cte | 0.5839 | 3,5817 | | 3.4066 | |
| | ADF (1) cte | -2.2705 | | *4.1628 | | 0.0284 |
| Editorial e Gráfica | ADF (0) cte | -1.6404 | 1,3645 | | 2.6080 | |
| | ADF (0) cte | -0.7503 | | 2.7641 | | |
| Diversas | ADF (0) cte | -0.7400 | 1,5196 | | 3.0436 | |
| | ADF (0) cte | -1.7425 | | *4.6299 | | 0.0884 |
| Transformação | ADF (0) cte | 0.1343 | 1,6828 | | ***6.0807 | |
| | ADF (0) cte | -1.7620 | | ****9.1092 | | 0.0850 |

TABELA 17 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA ADF: CUSTO DO TRABALHO

| Setores | Modelo Sugerido | Estatística <i>t-student</i> | Φ_3 | Φ_1 | Φ_2 | Prob. $b^* = 0^1$ |
|------------------------|-----------------|------------------------------|-----------|-----------|------------|-------------------|
| Minerais Não-metálicos | ADF (5) cte | -0.9284 | 2.2465 | | 1.8875 | |
| | ADF (5) cte | -2.0215 | | 2.6373 | | |
| Metalúrgica | ADF (2) cte | -2.4341 | *5.999684 | | ***9.51961 | 0.0196 |
| | ADF (2) cte | | | | | |
| Mecânica | ADF (0) cte | -1.9745 | 1.9527 | | 2.5062 | |
| | ADF (0) cte | -0.7597 | | 2.0056 | | |
| Material Elétrico | ADF (0) cte | -2.1169 | 3.2830 | | *4.4627 | |
| | ADF (0) cte | | | | | |
| Material de Transporte | ADF (0) cte | -2.5397 | 3.5003 | | 3.8430 | |
| | ADF (0) cte | -0.3280 | | 2.2500 | | |
| Madeira | ADF (3) cte | -0.5040 | 2.8280 | | 1.9555 | |
| | ADF (3) cte | -1.6190 | | 1.4107 | | |
| Mobiliário | ADF (0) cte | -1.4582 | 1.9431 | | 1.3008 | |
| | ADF (0) cte | -1.3991 | | 0.9867 | | |
| Papel e Papelão | ADF (1) cte | ###-5.0039 | | | | |
| Borracha | ADF (4) cte | #-3.4989 | * 6.3910 | | * 5.0920 | 0.0013 |
| | ADF (4) cte | -0.3111 | | 0.9904 | | 0.7575 |
| | ADF (0) cte | ##-3.5424 | *6.2843 | | *4.8129 | 0.0010 |
| | ADF (0) cte | -1.1761 | | 1.4552 | | 0.2459 |
| Couro e Peles | ADF (0) cte | -2.5402 | 3.7780 | | 2.5591 | |
| | ADF (0) cte | -2.4300 | | 3.0125 | | |
| Têxtil | ADF (0) cte | -2.2475 | 3.0244 | | ****7.7257 | |
| | ADF (0) cte | | | | | |
| Vestuário | ADF (0) cte | -1.8877 | **5.8363 | | | 0.0658 |
| | ADF (0) cte | | | | | |
| Produtos Alimentares | ADF (0) cte | -2.6183 | 4.4616 | | 3.9289 | |
| | ADF (0) cte | #-2.6408 | | ***4.8927 | | 0.0114 |
| Bebidas | ADF (5) cte | -0.0723 | 2.2767 | | 1.9794 | |
| | ADF (5) cte | -1.8393 | | 2.6951 | | |
| Fumo | ADF (7) cte | -2.4733 | 3.1937 | | 2.4854 | |
| | ADF (7) cte | -1.5747 | | 1.7304 | | |
| | ADF (0) cte | -1.6569 | 1.4320 | | 2.0041 | |
| | ADF (0) cte | -1.1075 | | 2.1655 | | |
| Editorial e Gráfica | ADF (0) cte | -2.0519 | 2.1517 | | 2.8430 | |
| | ADF (0) cte | -0.5891 | | 2.1543 | | |
| | ADF (0) cte | -0.5891 | | | | |
| Diversas | ADF (0) cte | ##-3.8186 | **7.4037 | | ***6.2619 | 0.0004 |
| | ADF (0) cte | -1.4106 | | 2.5775 | | 0.1654 |
| Transformação | ADF (0) cte | -2.5006 | 3.3736 | | **5.1307 | |
| | ADF (0) cte | -1.3018 | | *4.8177 | | 0.1998 |

1- Probabilidade do teste *t-student* sob hipótese de distribuição normal

| teste raiz unitária – valores críticos | ### | | | | Significância |
|--|------|----------|----------|----------|---------------|
| n=50 | ## | | | | 1,0% |
| | # | | | | 5,0% |
| | . | | | | 10,0% |
| teste de restrição – valores críticos | | Φ_3 | Φ_1 | Φ_2 | Significância |
| n=50 | . | 5,61 | 3,94 | 4,31 | 90,0% |
| | .. | 6,73 | 4,86 | 5,13 | 95,0% |
| | ... | 7,81 | 5,80 | 5,94 | 97,5% |
| | | 9,31 | 7,06 | 7,02 | 99,0% |

As variáveis emprego, valor adicionado e custo do trabalho dos setores minerais não-metálicos, mecânica, madeira, mobiliário, couro e peles, têxtil e editorial e gráfica não rejeitaram a presença de raiz unitária a nível de significância de 10%. As variáveis emprego e valor adicionado das indústrias metalúrgica, papel e

apelão, vestuário e calçados e produtos alimentares, emprego e custo do trabalho das indústrias de fumo e transformação, emprego do setor diversas, valor adicionado da borracha e custo do trabalho das indústrias de material elétrico, material de transporte e bebidas também não rejeitaram a hipótese sob mesmo nível de significância.

Nas indústrias metalúrgica, papel e papelão, vestuário e calçados, o custo do trabalho pode ter raiz unitária caso se trabalhe com valor crítico a 97,5% para Φ_3 ou, no caso do setor metalúrgico e vestuário e calçados, se o nível de significância for 5% de Φ_3 e se aceitar *t-student* a 1%. No setor alimentos, o custo do trabalho tem raiz unitária com τ_μ a 5%.

Os valores adicionados do fumo e da indústria de transformação aceitam a hipótese de raiz unitária a nível de significância de 5% de Φ_3 e 5% de *t-student*, respectivamente.

O emprego pode ser integrado de primeira ordem em material elétrico e material de transporte se o nível de significância para Φ_3 for 5%. O valor adicionado dessas indústrias não rejeita a hipótese de raiz unitária se o nível de significância for de 1% para Φ_1 ou de 7% e 14% da *t-student*, respectivamente.

Na indústria de borracha, o emprego não rejeita raiz unitária a nível de significância de 1% para Φ_1 ou 2,5% para *t-student*. O custo do trabalho aceita raiz unitária se assumir nível de significância a 1% e 5% para τ_r e Φ_3 . O valor adicionado de diversas aceita raiz unitária a nível de significância de 5% para Φ_1 ou 8% para a *t-student*, e o custo do trabalho aceita mesma hipótese a nível de significância de 1% e 2,5% para τ_r e Φ_3 .

Outros testes de raiz unitária partem da hipótese de estacionariedade como a nula. É o caso do teste de KPSS.¹⁸ Parte-se da equação:

$$\ln Y_t = dt + w_t + \varepsilon_t \quad (3.4.3)$$

Em (3.4.3), w_t é um passeio aleatório descrito pela seguinte equação:

$$w_t = w_{t-1} + u_t, \quad (3.4.4)$$

onde:

¹⁸ KPSS são as iniciais do sobrenome dos autores que escreveram o artigo do teste: Kwitkowski, Phillips, Schmidt e Shin.

$$\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_\varepsilon^2),$$

$$u_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_u^2).$$

Nessa formulação, w_0 é o intercepto da equação. Testar a hipótese de estacionaridade em (3.4.3) é verificar se $\sigma_u^2 = 0$. Sob a hipótese nula, $\ln Y_t$ é um processo estacionário com tendência determinística. Fixando $d = 0$, testa-se se $\ln Y_t$ é estacionário ao redor de um nível. O valor do teste do multiplicador de Lagrange para a hipótese de a série ser estacionária é dado pela seguinte equação:

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2},$$

onde:

$$S_t = \sum_{i=1}^t \hat{\varepsilon}_i, \quad t = 1, 2, \dots, T,$$

$\hat{\varepsilon}$ é o resíduo estimado de (3.4.3),

$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ é a variância estimada de ε .¹⁹

O estimador consistente de $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ é dado pela seguinte fórmula:

$$\tilde{s}_{\eta}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{\tau=1}^l \omega_\tau \sum_{t=\tau+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-\tau},$$

onde:

$$\omega_\tau = 1 - \frac{\tau}{l+1}.$$

Esse último termo é a janela de Barlett que garante a não-negatividade de \tilde{s}_{η}^2 .

O valor sugerido para l por Newey e West é 3. O quadro a seguir traz os valores dos testes de KPSS supondo série constante (η_μ) e tendência estacionária (η_τ).

¹⁹ Esse procedimento se aplica tanto no caso de tendência como de constante estacionária.

TABELA 18 – TESTE DE KPSS

| Setores | Emprego | | Valor Adicionado | | Custo do Trabalho | |
|----------------------------|--------------|---------------|------------------|---------------|-------------------|---------------|
| | η_{μ} | η_{τ} | η_{μ} | η_{τ} | η_{μ} | η_{τ} |
| Minerais não-metálicos | ****0,8535 | ***0,1783 | ****1,004 | ****0,2314 | ****0,8295 | ****0,281 |
| Metalúrgica | ****1,063 | ****0,2332 | ****1,239 | 0,118 | ****1,206 | ****0,283 |
| Mecânica | ****1,149 | ***0,2152 | ****1,168 | ****0,2271 | ****1,188 | **0,1731 |
| Material elétrico | ****1,133 | ****0,2722 | ****1,261 | **0,1714 | ****1,223 | ***0,1772 |
| Material de transporte | ****1,021 | ****0,2833 | ****1,232 | ***0,2061 | ****1,221 | *0,1262 |
| Madeira | ****0,8104 | **0,1707 | ***0,7169 | ****0,248 | ***0,7169 | ****0,248 |
| Mobiliário | ****1,008 | **0,1646 | ****0,8386 | ****0,2283 | 0,284 | ****0,281 |
| Papel e papelão | ****1,164 | ****0,2223 | ****1,254 | **0,1461 | ****1,265 | 0,066 |
| Borracha | ****1,174 | ***0,2086 | ****1,227 | *0,1409 | ****1,168 | *0,1217 |
| Couro e peles | ****1,022 | **0,141 | ****0,9915 | ***0,2158 | 0,273 | ****0,2597 |
| Têxtil | **0,563 | **0,1223 | ****1,222 | **0,1628 | ****1,251 | ***0,2062 |
| Vestuário e calçados | ****1,163 | **0,1487 | ****1,163 | **0,1487 | ****1,238 | ***0,2087 |
| Produtos alimentares | ****1,155 | *0,1349 | ****1,217 | ****0,2191 | ****1,006 | ****0,2475 |
| Bebidas | ****1,193 | 0,045 | ****1,186 | ****0,2211 | ****1,059 | ****0,2548 |
| Fumo | ****0,7854 | **0,1746 | ****1,173 | ****0,2564 | ****1,059 | ****0,2229 |
| Editorial e gráfica | ****1,083 | ***0,2086 | ****1,188 | ***0,1842 | ****1,154 | 0,112 |
| Diversas | ****1,096 | *0,1272 | ****1,211 | *0,1424 | ****1,239 | *0,137 |
| Indústria de transformação | ****1,139 | **0,1707 | ****1,229 | ***0,1896 | ****1,236 | ***0,2158 |

| Valores Críticos | η_{μ} | η_{τ} | |
|------------------|--------------|---------------|------|
| . | 0,347 | 0,119 | 10% |
| ** | 0,463 | 0,146 | 5% |
| *** | 0,574 | 0,176 | 2,5% |
| **** | 0,739 | 0,216 | 1% |

Sob nível de significância de 10%, as variáveis emprego do setor de bebidas, valor adicionado do setor metalúrgico, e custo do trabalho dos setores papel e papelão e editorial e gráfica aceitam a hipótese de tendência estacionária. Supondo mesmo nível de significância, custo do trabalho dos setores mobiliário e couro e peles aceitam a hipótese de constante estacionária. Todas as demais variáveis rejeitam quaisquer hipótese de estacionaridade a 10%.

Comparando os valores do KPSS com os obtidos pelo ADF, muitos dos resultados são os mesmos, como, por exemplo, presença de raiz unitária no emprego dos setores metalúrgico, material de transporte, papel e papelão; no valor adicionado das indústrias de minerais não-metálicos, mecânica, mobiliário, produtos alimentares e bebidas e no custo do trabalho dos setores minerais não-metálicos, metalúrgico, bebidas e fumo. Os dois testes também sugerem a estacionaridade da variável emprego do setor bebidas e da variável custo do trabalho da indústria de papel e papelão.

As demais variáveis rejeitam ou não raiz unitária, dependendo dos valores críticos assumidos em ambos os testes. Por exemplo, o emprego do setor material

elétrico rejeita a hipótese de estacionaridade segundo o KPSS, mas também rejeita a hipótese de raiz unitária a nível de significância de 1% para Φ_3 . Caso semelhante ocorre com o custo do trabalho de produtos alimentares.

Nas variáveis valor adicionado do setor metalúrgico e custo do trabalho das indústrias de mobiliário, couro e peles e editorial e gráfica, os testes se contradizem. Segundo o ADF, aceita-se a hipótese nula de raiz unitária a 10% para as variáveis dessas indústrias. O KPSS aceita a nula de tendência (variáveis valor adicionado de metalúrgico e custo do trabalho de editorial e gráfica) ou constante estacionária, (variáveis custo do trabalho de mobiliário e couro e peles) também a nível de significância de 10%.

Há ressalvas em se utilizar esses dois testes para se detectar a presença de raiz unitárias. Alguns autores admitem que os testes de raiz unitária possuem baixo poder e problemas quando se trabalha com pequenas amostras. Harris (1995: 47) argumenta que, no caso do teste de ADF, “clearly, the most important problem faced when applying (...) is their probable poor size and power properties (i.e., the tendency to over-reject the null when it is true and under-reject the null when it is false, respectively). This problem occurs because of the near equivalence of non-stationary and stationary processes in finite small samples which makes it difficult to distinguish between trend-stationary and difference-stationary processes.” Madalla e Kim (1998: 145) argumentam que o KPSS “has the same poor properties as the ADF test (...)” Esses autores também não recomendam o uso do KPSS como um teste confirmatório do ADF.²⁰ Os problemas apontados podem ser uma explicação para os resultados contraditórios encontrados.

Dickey e Pantula desenvolveram um teste muito parecido com o ADF para testarem se as variáveis eram integradas de ordens superiores. Parte-se da equação $\Delta^2 \ln Y_t = b' \Delta \ln Y_t + \Phi' D_t + \varepsilon'_{yt}$. Sob a hipótese nula ($H_0: b' = 0$), o processo estocástico não é integrado de ordem 2 ($I(2)$). b' segue a mesma distribuição da estatística de Dickey-Fuller para $I(1)$.

Os resultados do teste de Dickey e Pantula estão nas tabelas seguintes:

²⁰ Conforme Madalla e Kim (1998: 145) “the stationarity tests, it is claimed, can be used in conjunction with the ADF test for *confirmatory analysis*. But this is an illusion (as shown by the Monte Carlo studies)”.

TABELA 19 – TESTE DE DICKEY-PANTULA

| Setores | Emprego | | | Valor da Transformação | | | Custo do Trabalho | | |
|---------------------|----------------------|--------|-------------------------|------------------------|--------|-------------------------|-------------------|--------|-------------------------|
| | Modelo ²¹ | b' | Estatística a t-student | Modelo | b' | Estatística a t-student | Modelo | b' | estatística a t-student |
| Min não-metálicos | 1 | -0,915 | -5,721 | 1 | -0,862 | -5,560 | 2 | -1,248 | -8,259 |
| Metalúrgica | 1 | -0,770 | -5,148 | 2 | -0,769 | -4,990 | 2 | -1,135 | -7,433 |
| Mecânica | 3 | -0,389 | -3,260 | 1 | -0,779 | -5,115 | 3 | -1,187 | -7,927 |
| Material elétrico | 1 | -0,874 | -5,689 | 2 | -0,875 | -5,641 | 2 | -1,145 | -7,573 |
| Mat. de transporte | 1 | -0,815 | -5,451 | 2 | -1,047 | -6,894 | 2 | -0,966 | -6,332 |
| Madeira | 3 | -1,143 | -7,662 | 1 | -1,070 | -6,895 | 3 | -1,009 | -6,692 |
| Mobiliário | 3 | -0,725 | -5,058 | 1 | -0,943 | -5,983 | 3 | -1,003 | -6,651 |
| Papel | 1 | -0,837 | -5,506 | 2 | -1,101 | -7,190 | 2 | -1,094 | -7,059 |
| Borracha | 2 | -0,803 | -5,366 | 2 | -1,225 | -8,154 | 3 | -1,139 | -7,633 |
| Couro e peles | 3 | -0,833 | -5,451 | 1 | -1,099 | -6,832 | 3 | -1,070 | -7,049 |
| Têxtil | 3 | -0,832 | -5,547 | 3 | -0,754 | -4,793 | 2 | -1,022 | -6,708 |
| Vestuário | 3 | -0,705 | -4,812 | 2 | -0,792 | -4,758 | 2 | -0,945 | -6,194 |
| Prod. alimentares | 3 | -0,747 | -5,116 | 2 | -0,855 | -5,564 | 3 | -1,055 | -7,083 |
| Bebidas | 3 | -1,151 | -7,926 | 2 | -0,904 | -5,946 | 1 | -1,163 | -7,474 |
| Fumo | 3 | -0,850 | -5,921 | 3 | -1,204 | -7,755 | 2 | -1,044 | -6,879 |
| Editorial e Gráfica | 3 | -0,978 | -6,480 | 2 | -0,986 | -6,427 | 3 | -0,875 | -5,755 |
| Diversas | 3 | -0,978 | -6,529 | 2 | -0,910 | -5,849 | 2 | -1,282 | -8,769 |
| Transformação | 3 | -0,461 | -3,549 | 2 | -0,739 | -4,853 | 2 | -1,124 | -7,421 |

| | | | |
|------------------|------------------------------------|------------------------|--|
| Valores Críticos | Modelo 1: Constante e tendência | Modelo 2: Constante | Modelo 3: Sem componentes determinísticos |
| 1% | -4,1728 | -3,5814 | -2,6143 |
| 5% | -3,5112 | -2,9271 | -1,9481 |
| 10% | -3,1854 | -2,6013 | -1,6196 |

Sem exceção, todos os resultados rejeitaram a hipótese nula de variáveis integradas de segunda ordem a nível de significância de 10%.

Seja o seguinte vetor auto regressivo (VAR):

$$\begin{bmatrix} \ln L_t \\ \ln V_t \\ \ln \left(\frac{P_L}{P_T} \right)_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln L_{t-1} \\ \ln V_{t-1} \\ \ln \left(\frac{P_L}{P_T} \right)_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln L_{t-p} \\ \ln V_{t-p} \\ \ln \left(\frac{P_L}{P_T} \right)_{t-p} \end{bmatrix} + \Phi D_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{L,t} \\ \varepsilon_{V,t} \\ \varepsilon_{\left(\frac{P_L}{P_T} \right),t} \end{bmatrix} \quad (3.4.5)$$

ou, simplesmente,

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad (3.4.6)$$

onde:

D_t = - matriz dos termos determinísticos, como constante, tendência linear, 'dummies' de intervenção ou outros regressores não-estocásticos.

Na forma de representação VAR (equação (3.4.6)), as variáveis são consideradas endógenas ao sistema.

Johansen (1995: 37-8) expôs a seguinte definição de cointegração:

²¹ Os modelos foram escolhidos de acordo com os testes de *t-student* sobre os coeficientes das variáveis determinísticas do modelo.

“The $I(1)$ process Y_t is called cointegrated $CI(1,1)$ with cointegration vector $\beta \neq 0$ if $\beta'Y_t$ can be made stationary by a suitable choice of its initial distribution. The cointegration rank is the number of linearly independent cointegration relations, and the space spanned by the cointegrating relations is the cointegrating space.”

Na definição original de cointegração proposta por Granger, Y_t é $I(1)$ se, e somente se, cada elemento de Y_t também for $I(1)$. Outros autores admitem trabalhar com variáveis estacionárias no vetor Y_t . Johansen (1995: 34) argumentou que “it is important that we allow the components of a vector process to be integrated of different orders. The reason for this is that when analysing that the variables are chosen for their economic importance and not for the statistical properties.” A inclusão de uma variável $I(0)$ resulta aumento de uma dimensão do espaço de cointegração.

A cointegração captura pelo menos uma relação estável de equilíbrio de longo prazo entre duas ou mais variáveis não estacionárias, representada por uma ou mais combinações lineares. Essa relação é estável se ao menos duas variáveis dividirem mesma tendência estocástica. Y_t pode ser reescrito na forma de correção de erros:²²

$$\Delta Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-1} + \dots + B_p \Delta Y_{t-p+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad (3.4.7)$$

onde:

$$B_1 = -I + \sum_{i=1}^p A_i,$$

$$B_j = -\sum_{j=2}^p A_j.$$

ΔY_{t-i} é $I(0)$ para $i = 1, \dots, p-1$. A consistência da equação (3.4.7) é mantida se B_1 for singular, ou seja, $r < n$, onde n é número de linhas de B_1 , r é o posto de B_1 e número de relações de cointegração das variáveis de Y_t . Se $r = n$, então Y_t é $I(0)$. Se $r = 0$ então (3.4.7) é um VAR em primeira diferença sem nenhuma relação estável de longo prazo entre as variáveis. A matriz B_1 está captando os efeitos acumulados das variáveis defasadas em cada uma das equações de (3.4.7).

²² O teorema de representação de Granger mostra equivalência entre as relações de cointegração nas formas de representação VAR (3.4.6) e correção de erros (3.4.7). A prova do teorema está em Engle e Granger (1987).

Seja $B_1 = \alpha\beta'$ tal que $\alpha_{(n \times r)}$ e $\beta'_{(r \times n)}$. β é matriz dos r vetores que estabilizam as n variáveis do vetor Y , $\beta'Y_{t-1} = 0$ é o conjunto de relações de equilíbrio (ou a relação de equilíbrio caso β' for um vetor), $\beta'Y_{t-1}$ indica os desvios do equilíbrio quando Y_{t-1} é observado e α é a matriz dos coeficientes de ajustamento que representa a reação dos agentes quando as variáveis de Y encontram-se fora da trajetória de longo-prazo.

O procedimento de Johansen procura estimar os elementos da matriz B_1 por máxima verossimilhança. Como B_1 é singular, não é possível estimá-los diretamente da função de verossimilhança. Portanto, realizam os seguintes passos:

1. Concentra-se a função logaritma de verossimilhança em termos dos parâmetros de B_1 apenas, isolando dos efeitos de todas as outras variáveis do sistema:
 - a) Define-se R_{0t} dos resíduos da regressão ΔY_t sobre $(\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-p+1}), D_t$,
 - b) Define-se R_{1t} dos resíduos da regressão Y_{t-1} sobre $(\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-p+1}), D_t$,
2. Maximiza-se a função logaritma concentrada de verossimilhança com respeito a $\alpha_{(n \times r)}$, tomando $\beta'Y_{t-1}$ como uma variável. Isso é equivalente à regressão de posto reduzido $R_{0t} = \alpha\beta'R_{1t} + \hat{\varepsilon}_t$. Encontram-se os parâmetros de β resolvendo o seguinte problema de autovalor:

$$|\lambda S_{11} - S_{10}S_{00}^{-1}S_{01}|,$$

onde:

$$S_{ij} = T^{-1} \sum R_{it} R_{jt},$$

T = número de observações usadas,

λ = autovalor.

β estimado é a matriz V dos autovetores associados à seqüência decrescente dos autovalores $1 \geq \lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_n \geq 0$ e normalizada por $V'S_{11}V = I$.

Testar o número de relações de cointegração entre as variáveis de Y equivale a testar o posto da matriz B_1 . Dois testes são sugeridos: o do traço ($\lambda_{traço}$) e o do autovalor máximo (λ_{max}). O $\lambda_{traço}$ verifica a hipótese da existência de pelo menos r vetores de cointegração, enquanto o λ_{max} testa a hipótese de $r+1$ vetores de

cointegração contra a alternativa de somente r vetores de cointegração.²³ As equações dos testes são:

$$\lambda_{\text{traco}} = -T \sum_{i=r+1}^n (1 - \hat{\lambda}_i),$$

$$\lambda_{\text{max}} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1}).$$

A realização dos testes de cointegração dependem dos componentes determinísticos da equação (3.4.7), que podem estar dentro (restrito) ou fora (irrestrito) das relações de cointegração. A sua presença altera os valores das estatísticas dos testes. Harris (1995) recomendou a estimação de modelos menos restritivos, que incluem tendência e constante dentro e fora do espaço de cointegração, em direção a modelos mais restritivos (sem nenhum componente determinístico).

Entre os componentes irrestritos, foram incluídas ‘dummies’ anuais de pulso. A inclusão delas representam algum acontecimento importante na economia que repercutiu em determinada indústria. As variáveis dummies introduzidas são as seguintes:

- d56/57 - produtos alimentares - capta a queda de produção de 11,50% ocorrida em 1956 nessa indústria, segundo o índice de produto real publicado pela FGV, reflexo da diminuição da atividade econômica;²⁴
- d59 - borracha - capta o efeito do Plano Nacional de Metas;
- d70, d71 e d73 - metalúrgico, borracha, vestuário e calçados, produtos alimentares, bebidas e indústria de transformação - compreendem o milagre econômico, período de rápido crescimento da atividade industrial;
- d79 - setor minerais não-metálicos - sem nenhuma justificativa aparente;
- d81 e d83 - metalúrgico, produtos alimentares e bebidas - foram anos recessivos com expressiva queda do produto industrial (10,2% entre 1980 e 1981, e 5,15% entre 1981 e 1983, segundo os índices anuais de produção do IBGE). O setor de bebidas, por exemplo, sofreu redução de 8% em 1981;

²³ Para mais detalhes sobre a estimação de β e dos autovalores de B_1 , ver Hatanaka (1996), Johansen (1995) e Madalla e Kim (1998).

²⁴ Em 1955 o crescimento do PIB foi de 8,80%, enquanto que em 1956 ficou em 2,90%.

- d85 – minerais não-metálicos e indústria de transformação – capta a recuperação econômica após a recessão do início da década. A indústria de transformação, que praticamente se estagnou entre 1980 e 1984, cresceu 10% entre 1984 e 1985, enquanto que o setor minerais não-metálicos expandiu 7,70%, após sofrer quatro anos consecutivos de queda;
- d86 – minerais não-metálicos, vestuário e calçados e indústria da transformação – capta o efeito do Plano Cruzado, que provocou um rápido período de expansão da economia;
- d89 – borracha e produtos alimentares – capta as elevações dos custos do trabalho nos dois setores, causado possivelmente pela modificação da legislação trabalhista ocorrida no ano anterior (Constituição de 1988);
- d90 – minerais não-metálicos, metalúrgica, material de transporte, bebidas e indústria da transformação - deve-se ao início do processo de abertura econômica e Plano Collor I, que, combinados, provocaram redução da atividade econômica;
- d94 - indústria de transformação – compreende os efeitos do Plano Real.

Os testes de cointegração com presença de ‘dummies’ precisam ser considerados indicativos e não absolutos, visto que os valores críticos foram derivados sem a presença delas.

Para definirem o número de defasagens em (3.4.7), muitos autores utilizam os critérios generalizados de informação (AIC de Akaike, SBC de Schwartz, e HQ de Hannan-Quinn). Adotou-se nesse trabalho o critério do sistema geral para o específico, sugerido por Enders (1995) e Hatanaka (1996). O princípio é o de utilização do critério de Hall para o VAR irrestrito (equação (3.4.6)) contendo todas as variáveis determinísticas utilizadas no sistema, restritas ou irrestritas ao espaço de cointegração. Através de testes de razão verossimilhança (LR) podem-se comparar os

modelos de maiores com os de menores defasagens, a fim de se fixar o número mais apropriado.²⁵ A próxima tabela contém os resultados dos testes de cointegração.

²⁵ Este teste segue uma distribuição χ^2 com graus de liberdade equivalentes ao número de restrições dos coeficientes. Fixou-se nível de significância de 8% para determinar o número de defasagens. Os resultados dos testes estão disponíveis aos interessados com o autor.

TABELA 20 - RESULTADOS DOS TESTES DE COINTEGRAÇÃO

| Sectores | Autovalores | Ho: posto=p | λ_{mix} | λ_{max} ajustado ¹ | Valores críticos a 95% | λ_{mix} | λ_{mix} ajustado ¹ | Valores críticos a 95% | λ_{mix} ajustado ¹ | Número de defasagens | Variáveis irrestritas | Variáveis restritas |
|----------------------------|-------------|-------------|-----------------|---------------------------------------|------------------------|-----------------|---------------------------------------|------------------------|---------------------------------------|----------------------|----------------------------|---------------------|
| Minerais não-metálicos | 0,767 | p = 0 | **62,64 | **45,16 | 25,5 | **99,59 | **71,8 | 42,4 | 4 | 4 | C | I |
| | 0,492 | p <= 1 | **29,14 | *21,01 | 19,0 | **36,95 | *26,64 | 25,3 | | | d79, d85, d86, d90 | |
| | 0,166 | p <= 2 | 7,81 | 5,63 | 12,3 | 7,81 | 5,63 | 12,3 | | | | |
| Metalúrgica | 0,461 | p = 0 | **31,47 | *25,03 | 22,0 | **49,94 | *39,72 | 34,9 | 3 | 3 | C | C |
| | 0,175 | p <= 1 | 13,62 | 10,83 | 15,7 | 18,47 | 14,69 | 20,0 | | | d71, d83, d90 | C |
| Material de transporte | 0,028 | p <= 2 | 4,86 | 3,86 | 9,2 | 4,86 | 3,87 | 9,2 | | | | |
| | 0,743 | p = 0 | **58,39 | **42,09 | 25,5 | **86,61 | **62,44 | 42,4 | 4 | 4 | C | I |
| Borracha | 0,375 | p <= 1 | *20,19 | 14,56 | 19,0 | *28,22 | 20,35 | 25,3 | | | d90 | |
| | 0,170 | p <= 2 | 8,03 | 5,79 | 12,3 | 8,03 | 5,79 | 12,3 | | | | |
| Vestuário e calçados | 0,504 | p = 0 | **31,53 | *27,33 | 25,5 | **57,15 | **49,53 | 42,4 | 2 | 2 | C | I |
| | 0,384 | p <= 1 | *21,78 | 18,88 | 19,0 | *25,61 | 22,20 | 25,3 | | | d59, d73 d89 | |
| | 0,082 | p <= 2 | 3,83 | 3,32 | 12,3 | 3,83 | 3,32 | 12,3 | | | | |
| Produtos alimentares | 0,452 | p = 0 | *26,43 | 21,02 | 25,5 | 36,56 | 29,08 | 42,4 | 3 | 3 | C | I |
| | 0,137 | p <= 1 | 6,48 | 5,15 | 19,0 | 10,13 | 8,06 | 25,3 | | | d73, d86 | |
| | 0,080 | p <= 2 | 3,65 | 2,91 | 12,3 | 3,65 | 2,91 | 12,3 | | | | |
| Bebidas | 0,455 | p = 0 | **26,07 | 18,79 | 21,0 | **38,05 | 27,43 | 29,7 | 4 | 4 | C | I |
| | 0,231 | p <= 1 | 11,29 | 8,14 | 14,1 | 11,98 | 8,64 | 15,4 | | | D5657, d73 d83, d89 | |
| | 0,016 | p <= 2 | 0,69 | 0,50 | 3,8 | 0,69 | 0,50 | 3,8 | | | | |
| Indústria de transformação | 0,444 | p = 0 | *25,83 | 20,55 | 25,5 | *45,26 | 36,00 | 42,4 | 3 | 3 | C | I |
| | 0,356 | p <= 1 | *19,38 | 15,42 | 19,0 | 19,42 | 15,45 | 25,3 | | | d70, d81 d90 | |
| | 0,001 | p <= 2 | 0,04 | 0,03 | 12,3 | 0,04 | 0,03 | 12,3 | | | | |
| Indústria de transformação | 0,636 | p = 0 | **43,46 | **31,33 | 25,5 | **74,59 | **53,78 | 42,4 | 4 | 4 | C, D73, d85, d86, d90, d94 | I |
| | 0,324 | p <= 1 | 16,83 | 12,13 | 19,0 | **31,14 | 22,45 | 25,3 | | | | |
| | 0,283 | p <= 2 | *14,31 | 10,32 | 12,3 | *14,31 | 10,32 | 12,3 | | | | |

¹Retorna ajusta ambas as estatísticas, substituindo T por $T - pr$.

Dos dezessete setores industriais, somente sete, mais a indústria de transformação, aceitaram a hipótese de cointegração a nível de significância de 5%.

O setor minerais não-metálicos aceita dois vetores de cointegração, segundo ambas as estatísticas a nível de significância de 1%. Material de transporte e borracha e aceitam a hipótese de dois vetores de cointegração, segundo ambas as estatísticas, a nível de significância de 5%. O setor de bebidas aceita dois vetores a 5% somente pela estatística do máximo.

Exceto minerais não metálicos, a hipótese de dois vetores de cointegração nos setores pode ser justificada pela presença de pelo menos uma variável estacionária no espaço de cointegração. O valor adicionado ou custo do trabalho do material de transporte e custo do trabalho da borracha podem ser estacionários dependendo do nível de significância dos testes ADF e KPSS. Já emprego do setor bebidas aceita a hipótese de estacionaridade no KPSS e rejeita a raiz unitária no ADF.

As indústrias metalúrgica e produtos alimentares aceitam a hipótese de um vetor de cointegração de acordo com as estatísticas do autovalor máximo e do traço considerando nível de significância de 1%. O valor adicionado do setor metalúrgico não rejeita a hipótese de estacionaridade do KPSS, mas também não rejeita a hipótese de raiz unitária do ADF. A ambigüidade dos resultados deixa dúvidas sobre a causa da cointegração. Mesma ambigüidade ocorre com a variável custo do trabalho de produtos alimentares, que rejeita a hipótese de estacionaridade se o nível de significância for 1% segundo o KPSS e rejeita a hipótese de raiz unitária a 10% de acordo com o ADF.

O setor vestuário e calçados também aceita a hipótese de pelos menos um vetor de cointegração tomando valor crítico de 95%, segundo a estatística do máximo. Ao contrário do setor metalúrgico, as variáveis são integradas de ordem 1 assumindo nível de significância de 5% segundo os dois testes de raiz unitária.

Os resultados para a indústria de transformação são de difícil interpretação. Segundo o teste do autovalor, aceita-se a 1% de significância a hipótese do primeiro vetor de cointegração, rejeita-se o segundo vetor de cointegração e aceita-se, a 5% posto completo, implicando estacionaridade das variáveis. O teste do traço também aponta para posto completo a nível de significância de 5% e dois vetores de cointegração a nível de 1%. Verificando os testes de raiz unitária, não há indicação clara se as variáveis emprego, valor adicionado e custo do trabalho são estacionárias.

Através de testes de restrição em β , como demonstrado por Harris, também pode-se verificar se as variáveis são integradas de primeira ordem. Segundo esses testes, rejeitou-se a hipótese de estacionaridade para as três variáveis a nível de significância de 1%. Portanto, para a indústria de transformação assumiram-se dois vetores de cointegração.

O próximo quadro apresenta o teste de restrição das variáveis determinísticas dentro do vetor (sub-espço) de cointegração.

TABELA 21 – TESTE DE RESTRIÇÃO DE VARIÁVEIS DETERMINISTAS NO ESPAÇO DE COINTEGRAÇÃO

| Setores | Variáveis Restritas | Graus de Liberdade | Teste χ^2 | Prob |
|----------------------------|---------------------|--------------------|----------------|------------|
| Minerais não-metálicos | Tendência | 2 | 32,557 | **[0,0000] |
| Metalúrgica | Constante | 1 | 4,309 | *[0,0379] |
| Material de transporte | Tendência | 2 | 22,853 | **[0,0000] |
| Borracha | Tendência | 2 | 10,291 | **[0,0058] |
| Vestuário e calçados | Tendência | 1 | 15,752 | **[0,0001] |
| Produtos alimentares | Tendência | 1 | 0,132 | [0,7162] |
| | Constante | 1 | 0,054 | [0,8165] |
| Bebidas | Tendência | 2 | 17,731 | **[0,0001] |
| Indústria de Transformação | Tendência | 2 | 23,511 | **[0,0000] |

Os testes de restrição confirmam a hipótese de tendência restrita nos setores minerais não-metálicos, material de transporte, borracha, bebidas e indústria de transformação a nível crítico de 1%. A 5%, aceita-se a tendência restrita no setor metalúrgico e rejeita-se a presença de tendência e constante restrita no setor produtos alimentares. O teste LR ainda sugere uma constante restrita no vetor de cointegração do setor metalúrgico a nível crítico de 5%.

Seguem-se os valores dos vetores de cointegração estimados. Os resultados foram normalizados pelo emprego, que assumiu valor 1.

TABELA 22 – VETORES DE COINTEGRAÇÃO

| Setores | Valor Adicionado | Custo do Trabalho | Constante | Tendência |
|----------------------------|-------------------|-------------------|-----------|-------------------|
| Minerais não-metálicos | -27,004 -0,803 | 27,837 0,909 | | 0,8838 0,0055 |
| Metalúrgica | -1,4218 | 1,8289 | 4,466 | |
| Material de transporte | -0,999 -1,589 | 0,755 0,951 | | 0,0461 0,0753 |
| Borracha | -0,766 -1,216 | 0,845 -0,599 | | -0,0121 0,0583 |
| Vestuário e calçados | -0,728 | 0,216 | | 0,0175 |
| Produtos alimentares | -0,866 | 0,900 | | |
| Bebidas | 0,067 -1,393 | -0,078 1,362 | | -0,0120 0,0216 |
| Indústria de Transformação | -0,735 -0,136 | 0,239 0,416 | | 0,0188 -0,0395 |

Na presença de um vetor de cointegração, interpretam-se os coeficientes estimados como a única relação de longo prazo que é compartilhada pelas variáveis do modelo. O vetor de cointegração está captando a seguinte relação:

$$u_{t-1} = \ln L_{t-1} - a \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)_{t-1} - b \ln V_{t-1} - \phi D \quad (3.4.8)$$

onde:

D = variáveis determinísticas restritas no vector de cointegração,

u_{t-1} = desvios da trajetória de longo prazo.

A interpretação dos coeficientes estimados em (3.4.8) segue as sugestões do primeiro capítulo.

No setor metalúrgico, supondo função de produção CES, o parâmetro homogeneidade calculado é 2,036, enquanto que a elasticidade-substituição é 1,829. Se a função de produção for CD, a homogeneidade e a elasticidade da demanda são 0,703 e -1,829, respectivamente. Os valores estimados da homogeneidade são contraditórios entre si, pois indicam rendimentos crescentes (CES) e decrescentes (CD) de escala. As elasticidades de substituição e demanda mostram certa sensibilidade da indústria quanto às variações do custo do trabalho. Sob a hipótese de NH-CES, obteve-se parâmetro de não-homogeneidade de 0,409, que está dentro do intervalo calculado por Sato (1977). Esses resultados são diferentes dos obtidos pelo modelo SUR: $\sigma = 1,120$, $\nu = 0,272$ (CES), $\nu = 1,472$ (CD) e $\rho = 0,197$. Adiante será demonstrado que os coeficientes estimados pelo SUR não são estatisticamente iguais aos obtidos pelo procedimento de Johansen.

A indústria de vestuário e calçados apresenta os seguintes parâmetros estimados da demanda de trabalho: $\sigma = 0,216$, $\nu = 1,53$ (CES), $\nu = 1,37$ (CD) e $\rho = -1,19$. Os resultados indicam que essa indústria opera em rendimentos crescentes de escala e é pouco sensível às variações do custo do trabalho. O coeficiente da tendência determinística sugere que a mudança tecnológica é poupadora de trabalho, reduzindo o emprego em 1,75% anualmente. Observa-se, também, que as homogeneidades encontradas não diferem significativamente da homogeneidade estimada pelo SUR, sob hipótese de função CD ($\nu = 1,323$).

No setor produtos alimentares, os valores dos parâmetros da função demanda, estimados a partir dos valores obtidos do vetor de cointegração são: $\sigma = 0,90$, $\nu = 0,34$ (CES), $\nu = 1,15$ (CD) e $\rho = 0,019$. Assim como no setor metalúrgico, os parâmetros de homogeneidade são contraditórios entre si, indicando escalas de produção distintas. A elasticidade-substituição próxima à unidade sugere certo grau de sensibilidade da indústria às variações de custo do trabalho. O parâmetro de não homogeneidade também encontra-se dentro do intervalo calculado por Sato. Essas estimativas diferem estatisticamente das obtidas pelo SUR, o que será comprovado adiante.

No caso da presença de dois vetores de cointegração, é estimado um sub-espaço de cointegração. Portanto, os vetores de cointegração que representam este sub-espaço podem ser modificados através de quaisquer transformações lineares. Testes de razão verossimilhança permitem a verificação de vetores sugeridos pela teoria econômica pertencerem ao sub-espaço de cointegração.

Na tabela seguinte, apresentam-se os resultados dos testes de restrição em β . Foram feitas duas suposições. A primeira testou $\beta = (1, -1, 1)$. Esta restrição mimetiza a hipótese da função demanda derivada da função CD com retornos constantes de escala (ver equação (1.3.1)). A segunda restrição verifica se os coeficientes obtidos pelo método de regressões aparentemente não-correlacionadas pertencem ao sub-espaço de cointegração. Essas duas restrições também foram estendidas às indústrias metalúrgica, vestuário e calçados e produtos alimentares, que apresentaram somente uma relação de cointegração.

TABELA 23– TESTE DE RESTRIÇÃO SOBRE β

| Setores | CD | | | | SUR | | | |
|----------------------------|----------------|----------------|------------|--------------------|----------------|----------------|------------|--------------------|
| | N ¹ | Teste χ^2 | Prob | Tendência Estimada | N ¹ | Teste χ^2 | Prob | Tendência Estimada |
| Minerais não-metálicos | 1 | 0,831 | [0,3621] | 0,0142 | 2 | 26,102 | **[0,0000] | |
| Metalúrgica | 2 | 4,309 | *[0,0170] | | 2 | 13,024 | **[0,0015] | |
| Material de transporte | 1 | 2,951 | [0,0858] | 0,0379 | 1 | 2,024 | [0,1549] | 0,01858 |
| Borracha | 1 | 7,310 | **[0,0069] | | 2 | 16,092 | **[0,0003] | 0,02400 |
| Vestuário e calçados | 2 | 19,647 | **[0,0001] | | 2 | 18,169 | **[0,0001] | |
| Produtos alimentares | 2 | 2,199 | [0,3330] | | 2 | 14,100 | **[0,0009] | |
| Bebidas | 1 | 0,110 | [0,7402] | 0,0116 | 1 | 0,000 | [0,9838] | -0,0056 |
| Indústria de Transformação | 1 | 2,478 | [0,1155] | 0,0078 | | | | |

¹número de graus de liberdade

Os resultados do quadro anterior mostram que a CD pode ser considerada uma boa aproximação para a maioria das indústrias. Supondo nível de significância de 8%, a restrição CD não é rejeitada para os setores minerais não-metálicos, material de transporte, produtos alimentares, bebidas e a indústria de transformação. A 1%, a restrição também é aceita pela indústria metalúrgica. Os setores borracha e vestuário rejeitaram a restrição CD a 1%.

A restrição CD também permitiu estimar as tendências anuais de redução do trabalho de 1,42%, 3,79%, 1,16% para os setores minerais não-metálicos, material de transporte e bebidas, respectivamente. Como argumentado no primeiro capítulo, se os parâmetros foram derivados da CD, então não é possível classificar a mudança tecnológica em Hicks, Harrod ou Solow-neutra.

Quanto às restrições SUR, somente os setores material de transporte e bebidas não as rejeitaram. Os parâmetros elasticidade da demanda, homogeneidade-CES, homogeneidade-CD, e não-homogeneidade do material de transportes são -1,128, 0,344, 1,322 e 0,164, respectivamente. Os resultados de homogeneidade não esclarecem a escala de produção da indústria. A elasticidade da demanda sugere que essa indústria é suscetível às variações de custo do trabalho. No setor bebidas, como visto anteriormente, das funções apresentadas, somente a NH-CES é capaz de fornecer parâmetros da demanda de mão-de-obra razoáveis.

Com os vetores de cointegração podem-se estimar os coeficientes do vetor de correção de erros (equação (3.4.7)) e obter os parâmetros de curto prazo da demanda de trabalho. Antes de se estimar o VEC, testa-se a hipótese de as variáveis de Y serem fracamente exógenas aos coeficientes da matriz B_1 . Se uma variável for fracamente exógena, então é possível condicionar a estimação nessa variável.

Hatanaka (1996: 236) destaca que “condicional models are frequently used in econometric models, and the weak exogeneity condition enable us to perform efficient testing in such models.” Seja o seguinte modelo de vetor de correção de erro:

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln L_t \\ \Delta \ln Y_t \\ \Delta \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{21} & \beta_{31} \\ \beta_{12} & \beta_{22} & \beta_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln L_{t-1} \\ \ln Y_{t-1} \\ \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)_{t-1} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{p-1} B_{i+1} \Delta Y_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (3.4.9)$$

Se $\alpha_{3j} = 0, j = 1, 2$, então a equação de $\Delta \ln(P_L/P_Y)$ não contém nenhuma informação sobre as relações de cointegração β e demais coeficientes de ajustamento α . O modelo condicionado em $\Delta \ln(P_L/P_Y)$ é representado pela seguinte sistema:

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln L_t \\ \Delta \ln Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} \Delta \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)_t + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{21} & \beta_{31} \\ \beta_{12} & \beta_{22} & \beta_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln L_{t-1} \\ \ln Y_{t-1} \\ \ln \left(\frac{P_L}{P_Y} \right)_{t-1} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{p-1} \bar{B}_{i+1} \Delta \bar{Y}_{t-i} + \Phi \bar{D}_t + \tilde{\varepsilon}_t$$

Abaixo estão os resultados do teste de exogeneidade fraca.

TABELA 24– TESTE DE EXOGENEIDADE FRACA

| Setores | N ¹ | Emprego | | Valor Adicionado | | Custo do Trabalho | |
|----------------------------|----------------|----------------|------------|------------------|------------|-------------------|------------|
| | | Teste χ^2 | Prob | Teste χ^2 | Prob | Teste χ^2 | Prob |
| Minerais não-metálicos | 2 | 0,038 | [0,9811] | 29,308 | **[0,0000] | 44,411 | **[0,0000] |
| Metalúrgica | 1 | 0,823 | [0,3643] | 7,713 | **[0,0055] | 17,336 | **[0,0000] |
| Material de transporte | 2 | 13,308 | **[0,0013] | 31,810 | **[0,0000] | 10,634 | **[0,0049] |
| Borracha | 2 | 14,681 | **[0,0006] | 15,256 | **[0,0005] | 15,750 | **[0,0004] |
| Vestuário e calçados | 1 | 0,002 | [0,9658] | 15,347 | **[0,0001] | 6,450 | *[0,0111] |
| Produtos alimentares | 1 | 13,744 | **[0,0002] | 12,337 | **[0,0004] | 0,035 | [0,8514] |
| Bebidas | 2 | 25,376 | **[0,0000] | 5,587 | [0,0612] | 4,152 | [0,1255] |
| Indústria de Transformação | 2 | 8,530 | *[0,0140] | 0,970 | [0,6156] | 25,077 | [0,2854] |

¹ graus de liberdade

Os resultados revelaram que o emprego é fracamente exógeno nas indústrias de minerais não-metálicos, metalúrgico e vestuário e calçados. Portanto, nessas indústrias, os parâmetros de curto prazo da demanda podem ser os da equação em diferenças do emprego sobre as demais variáveis, sem o mecanismo de correção de longo prazo. Economicamente, a exogeneidade fraca do emprego significa que ele é

uma variável dada no modelo, e o ajuste das relações de longo prazo devem-se somente as demais variáveis.

Seguem-se os resultados da equação do emprego do vetor de correção de erros dos demais setores. Junto com os coeficientes estimados, estão os testes dos resíduos da equação do emprego e do sistema.²⁶

TABELA 25– VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS - EMPREGO

Material de Transporte

| Variável | Coefficiente | Estatística t | Prob | |
|--------------------|--------------|---------------|----------------------|------|
| Dpo_mtr_1 | -0,139 | -0,830 | 0,413 | |
| Dpo_mtr_3 | -0,238 | -1,481 | 0,148 | |
| Dvt_mtr_1 | 0,155 | 2,238 | 0,032 | |
| Dvt_mtr_2 | 0,268 | 3,335 | 0,002 | |
| Dvt_mtr_3 | 0,258 | 3,014 | 0,005 | |
| Dw_mtr_2 | -0,286 | -2,436 | 0,021 | |
| Dw_mtr_3 | -0,274 | -2,489 | 0,018 | |
| VC1 | -0,105 | -1,864 | 0,072 | |
| VC2 | -0,297 | -4,174 | 0,000 | |
| Constant | 1,787 | 3,970 | 0,000 | |
| D90 | -0,024 | -0,261 | 0,796 | |
| Testes Univariados | | Prob | Testes Multivariados | Prob |
| F_{RR} | 0,9482 | F_{RR} | 0,5760 | |
| χ_{nd}^2 | 0,3112 | χ_{nd}^2 | 0,6415 | |
| F_{arch} | 0,7933 | F_{het} | 1,0000 | |
| F_{het} | 0,9613 | | | |

Borracha

| Variável | Coefficiente | Estatística t | Prob | |
|--------------------|--------------|---------------|----------------------|------|
| Dpo_bor_1 | 0,387 | 2,865 | 0,007 | |
| Dvt_bor_1 | -0,186 | -2,575 | 0,014 | |
| VC1 | -0,375 | -3,103 | 0,004 | |
| VC2 | 0,099 | 1,861 | 0,071 | |
| Constant | -0,393 | -0,745 | 0,461 | |
| D59 | 0,102 | 1,253 | 0,218 | |
| D73 | 0,337 | 4,190 | 0,000 | |
| D89 | -0,014 | -0,175 | 0,862 | |
| Testes Univariados | | Prob | Testes Multivariados | Prob |
| F_{RR} | 0,2426 | F_{RR} | 0,2061 | |
| χ_{nd}^2 | 0,6911 | χ_{nd}^2 | 0,2099 | |
| F_{arch} | 0,3797 | F_{het} | 0,3753 | |
| F_{het} | 0,2438 | | | |

²⁶ Os testes dos resíduos da equação são de autocorrelação (duas defasagens) (F_{RR}), normalidade χ_{nd}^2 , autocorrelação do quadrado dos resíduos (F_{arch}) e heterocedasticidade (F_{het}). Os testes sobre os resíduos do sistema são de autocorrelação (duas defasagens), normalidade χ_{nd}^2 , e heterocedasticidade (F_{het}). Como exposto, o procedimento de Johansen estima os coeficientes por máxima verossimilhança. Portanto, convém checar os testes citados para se verificar se os resíduos são independentes e normalmente distribuídos.

Produtos Alimentares

| Variável | Coefficiente | Estatística t | Prob |
|--------------------|--------------|----------------------|--------|
| Dpo_ali_1 | -0,025 | -0,180 | 0,859 |
| Dpo_ali_3 | -0,448 | -3,245 | 0,003 |
| Dvt_ali_1 | 0,001 | 0,008 | 0,994 |
| Dvt_ali_2 | -0,030 | -0,379 | 0,707 |
| Dvt_ali_3 | 0,236 | 2,353 | 0,026 |
| Dw_ali_1 | -0,032 | -0,406 | 0,688 |
| Dw_ali_2 | -0,219 | -3,044 | 0,005 |
| Dw_ali_3 | -0,084 | -0,982 | 0,334 |
| VC1 | 0,269 | 3,838 | 0,001 |
| Constant | -0,102 | -3,115 | 0,004 |
| D5657 | -0,204 | -5,480 | 0,000 |
| D73 | 0,246 | 4,637 | 0,000 |
| D83 | -0,070 | -1,469 | 0,153 |
| D89 | 0,114 | 2,151 | 0,040 |
| Testes Univariados | Prob | Testes Multivariados | Prob |
| F_{AR} | 0,6247 | F_{AR} | 0,9926 |
| χ^2_{nd} | 0,1868 | χ^2_{nd} | 0,3729 |
| F_{arch} | 0,8838 | F_{hr} | 0,9989 |
| F_{hr} | 0,9979 | | |

Bebidas

| Variável | Coefficiente | Estatística t | Prob |
|--------------------|--------------|----------------------|--------|
| Dpo_beb_1 | 0,372 | 2,273 | 0,030 |
| Dpo_beb_2 | 0,359 | 2,838 | 0,008 |
| Dvt_beb_2 | 0,097 | 0,909 | 0,370 |
| Dw_beb_2 | -0,128 | -1,307 | 0,200 |
| VC1 | -0,882 | -5,492 | 0,000 |
| VC2 | 0,103 | 1,147 | 0,260 |
| Constant | 9,538 | 5,262 | 0,000 |
| D70 | -0,038 | -0,694 | 0,493 |
| D81 | 0,174 | 3,081 | 0,004 |
| D90 | 0,082 | 1,457 | 0,154 |
| Testes Univariados | Prob | Testes Multivariados | Prob |
| F_{AR} | 0,4171 | F_{AR} | 0,7863 |
| χ^2_{nd} | 0,4612 | χ^2_{nd} | 0,5395 |
| F_{arch} | 0,3613 | F_{hr} | 0,8821 |
| F_{hr} | 0,3814 | | |

Indústria de Transformação

| Variável | Coefficiente | Estatística t | Prob |
|----------------------|--------------|---------------|--------|
| Dpo_it_1 | 0,772 | 4,260 | 0,000 |
| Dpo_it_3 | 0,387 | 1,997 | 0,055 |
| Dvt_it_1 | -0,338 | -2,881 | 0,007 |
| Dvt_it_3 | -0,188 | -1,854 | 0,074 |
| Dw_it_2 | -0,138 | -1,515 | 0,140 |
| VC1 | -0,672 | -3,902 | 0,001 |
| VC2 | -0,006 | -0,803 | 0,428 |
| Constant | 0,116 | 0,163 | 0,871 |
| D73 | 0,250 | 5,426 | 0,000 |
| D85 | 0,021 | 0,471 | 0,641 |
| D86 | 0,084 | 1,571 | 0,127 |
| D90 | -0,052 | -1,158 | 0,256 |
| D94 | 0,102 | 1,960 | 0,059 |
| Testes Univariados | | | Prob |
| F_{R} | | | 0,6496 |
| χ^2_{nl} | | | 0,7127 |
| F_{int} | | | 0,9744 |

Dpo - emprego em primeira diferença
Dvt - valor adicionado em primeira diferença
Dw - custo do trabalho em primeira diferença
VC - vetor de cointegração

Alguns coeficientes das equações foram omitidos. Essa omissão ocorreu após a realização de testes de restrições sobre os coeficientes do sistema e posterior comparação com os critérios generalizados de informação AIC e HQ dos modelos restritos e irrestritos. Observa-se que, das cinco indústrias que apresentaram equação na forma de correção de erro para o emprego, quatro delas (material de transporte, produtos alimentares, bebidas e indústria de transformação) satisfizeram a hipótese de restrição CD.

Os coeficientes estimados captam as elasticidades emprego-produto e custo do emprego de curto prazo. Teoricamente, os sinais esperados dos coeficientes são: positivo para a elasticidade produto do emprego, visto que aumentos de produção devem ser acompanhados de elevação de contratação de trabalhadores e negativo para a elasticidade custo do trabalho.

No setor material de transporte, os coeficientes do valor adicionado e custo do trabalho estão com os sinais esperados. Os resultados indicam que o crescimento de 1% do valor adicionado repercute em aumento de 0,15% do emprego no primeiro ano. Essas elasticidades são superiores nos dois anos seguintes. No final do terceiro ano, a elevação de 1% do produto resulta em aumento de 0,68% do emprego. A elasticidade custo é significativa a partir do segundo ano. O aumento de 1% do custo resulta em queda de 0,56% do emprego no final do terceiro ano. Os coeficientes do trabalho têm sinal negativo, o que é de difícil interpretação econômica, porém são

estatisticamente nulos. A constante em primeira diferenças indica a presença de tendência no nível das variáveis, resultado que pode ser observado no gráfico 2. O coeficiente nulo da dummy de 1990 indica que a abertura comercial pouco influenciou as decisões de demanda de trabalho.

Para a indústria de borracha não foi necessária a inclusão do custo defasado, o que significa insensibilidade do emprego frente às variações do custo no curto prazo. O coeficiente positivo do emprego defasado indica que a taxa de crescimento (decréscimo) do emprego é positivamente correlacionada com a taxa do ano anterior. Já a elasticidade emprego-produto apresentou sinal negativo, o que é contra-intuitivo economicamente: redução de produção concomitantemente com queda do emprego. A dummy de 1989 não é significativamente diferente de zero, resultado esperado, pois ela está captando o efeito do aumento do custo do trabalho.

No setor de alimentos, a elasticidade-custo e a elasticidade emprego-produto apresentam o sinal esperado. A elasticidade-custo, assim como no setor material de transporte, é nula no primeiro ano. As repercussões de elevação de custo são sentidas a partir do segundo ano, reduzindo 0,22% do emprego para cada 1% de aumento de custo da trabalho. Já a elasticidade produto-emprego indica que a elevação de produção presente seria sentida no mercado de trabalho a partir do terceiro ano, refletindo comportamento conservador por parte dos empresários do setor. Os coeficientes do emprego defasado são negativos, mas somente o da terceira defasagem é significativo a 1%. A constante também é significativa, indicando presença de tendência linear entre as variáveis em níveis.

Quanto ao setor de bebidas, tanto a elasticidade-produto do emprego quanto a de custo não são significativamente diferentes de zero, indicando que no curto prazo o emprego do setor é insensível às variações de custo e produção. Os coeficientes do trabalho defasados foram positivos e captam correlação positiva entre as taxas de crescimento do presente e anos anteriores. Nota-se que a dummy de 1981, ano de recessão econômica, é inesperadamente positiva e diferente de zero a 1%.

Na indústria de transformação, os resultados da elasticidade emprego-produto foram contra intuitivos (-0,338 no primeiro ano e -0,188 no segundo). A elasticidade custo apresentou resultado satisfatória de -0,138 na segunda defasagem, mas não se poder negar que seja nula. Os coeficientes do emprego defasado são positivos, captando correlação positiva entre as taxas de crescimento e decréscimo da

variável. Constatou-se, porém, que sua soma ultrapassa a unidade, sugerindo que a equação especificada seja explosiva. Isso pode explicar os sinais negativos da elasticidade emprego-produto.

De modo geral, os resultados encontrados nas equações de emprego extraídas do vetor de correção de erros não são plenamente satisfatórios. Sinais negativos das elasticidades produto do emprego foram encontrados no setor borracha e na indústria de transformação. As elasticidades custo do trabalho de curto prazo não evidenciaram nenhum resultado contra intuitivo. As constantes nas equações sugerem a presença de tendência linear nos níveis das variáveis.

Considerações Finais e Conclusão

Trabalhos de demanda de mão-de-obra industrial não são recentes no Brasil. Desde o início, houve preocupação em calcular os parâmetros da função demanda para a proposição de políticas de emprego. Foi visto no primeiro capítulo que os parâmetros da demanda derivados de equações log-lineares podem apresentar mais de uma interpretação, exigindo certo cuidado a respeito dos valores estimados.

O segundo capítulo ateu-se à revisão da literatura no Brasil, mostrando a evolução do debate e os avanços econométricos para se obterem os parâmetros da demanda.

No terceiro capítulo definiu-se, em primeiro lugar, um novo conceito do custo do trabalho, que difere dos demais conceitos utilizados em trabalhos empíricos. Esse conceito é mais amplo que os tradicionalmente empregados pois engloba, além dos encargos legais, outros benefícios que as empresas pagam aos seus empregados, como assistência médica, vale transporte, etc. A utilização desse conceito é a primeira contribuição desse trabalho. A segunda é a base de dados que cobre mais de quatro décadas e abrange dezessete setores mais a indústria de transformação.

A primeira tentativa de se encontrarem os parâmetros da demanda foi através do método de regressões aparentemente não-correlacionadas. A estimação por essa metodologia possibilita a influência da demanda de um setor sobre a demanda dos demais.

Os parâmetros da demanda derivados do SUR sugerem que as indústrias possuem diferentes velocidades de ajustamento do trabalho, indicando certa diversidade sobre o custo de ajustamento entre os setores (quase a totalidade da indústrias fazem o ajuste entre um e quatro anos). Os parâmetros de expectativas ponderadas mostrou-se satisfatório para cinco setores e revelou que as decisões das firmas são tomadas considerado principalmente as expectativas presentes de

produção e custo. Para as doze indústrias restantes, o modelo de ajustamento parcial do valor adicionado e do custo do trabalho foi mais adequado. As velocidades de ajuste custo do trabalho mostraram-se, em sua maioria, superiores às do valor adicionado. Esse resultado sugere que as indústrias são mais flexíveis em se adaptarem aos choques de produção que aos de custo.

Sob a hipótese de função de produção CD, constataram-se presença de mudança tecnológica poupadora de trabalho para seis indústrias e mudança intensiva em duas. As elasticidades estimadas de demanda de trabalho variam muito entre os setores, indicando que as indústrias não devem reagir uniformemente frente às alterações de custo do trabalho. Algumas indústrias de bens de consumo, intensivas em trabalho, mostraram-se menos sensíveis às variações de custo do que as intensivas em capital. As elasticidades emprego-produto do segundo grupo também são maiores que as do primeiro. Os parâmetros de homogeneidade indicam que as firmas operam em rendimentos crescentes de escala, com exceção do setor papel e papelão.

Os parâmetros de homogeneidade estimados pela CES mostraram-se inadequados, o que evita o uso dessa função para a obtenção dos parâmetros de demanda de mão-de-obra. A NH-CES demonstrou-se adequada para a quase totalidade dos setores. Porém, o fato de não existirem outras estimativas para os parâmetros de não-homogeneidade no caso brasileiro impede a comparação de seus resultados.

A segunda tentativa de se obterem os parâmetros da demanda utilizou o procedimento de Johansen. Dos dezessete setores, somente sete mostraram relação estável entre as variáveis emprego, valor adicionado e custo do trabalho. Encontraram-se diferenças entre os parâmetros obtidos pelo SUR e os obtido pelo método Johansen para dois setores (metalúrgica e produtos alimentares). Os parâmetros obtidos pelo SUR também não pertencem ao espaço de cointegração de outros três setores (minerais não-metálicos, borracha e vestuário e calçados)

Testou-se ainda a restrição da hipótese de a função demanda ser derivada da CD homogênea linear. Não obstante, a restrição CD foi aceita em quatro setores e na indústria de transformação.

Por fim, estimou-se o vetor de correção de erros para se obterem os parâmetros de curto prazo. Em três setores (minerais não-metálicos, metalúrgico e

vestuário e calçados) a variável emprego foi considerada exogenamente fraca ou seja, não continha informações sobre os coeficientes de curto e longo prazos.

Os resultados estimados do VEC de elasticidade-produto do emprego foram contra-intuitivos para as indústrias de borracha e de transformação. A elasticidade-custo de curto prazo apresentou os sinais esperados.

Nesse trabalho, verificou-se que os coeficientes estimados das equações log-lineares geram diferentes parâmetros da função demanda por trabalho, dependendo das hipóteses adotadas sobre a função de produção. Além disso, o fato de a função valor adicionado pressupor hipóteses restritivas pode, em parte, explicar os resultados insatisfatórios dos parâmetros estimados.

Não só essa questão teórica, mas problemas relacionados à escolha de métodos econométricos, dificultaram a estimação dos parâmetros da demanda. Nesse trabalho, procurou-se superar alguns desses problemas. Entretanto, nem todas as questões levantadas foram plenamente respondidas, o que indica a necessidade de aprofundamento dos estudos econométricos e obtenção de mais variáveis empíricas. No primeiro caso, ressalta-se que ainda são grandes as dificuldades para a obtenção de resultados desagregados. Deve-se mencionar também a incompatibilidade dos resultados de curto e longo prazos, o que merece maiores investigações, a fim de se alcançarem resultados claros e estatisticamente confiáveis. No segundo caso, o levantamento de séries mais detalhadas e completas esbarra em questões institucionais, o que demonstra a necessidade do aprimoramento do sistema brasileiro de estatísticas.

Referências Bibliográficas

ALLEN, R.G.D. **Mathematical analysis for economists**. Londres, Macmillan, 1938.

ALMEIDA, S.C.F. As contribuições sociais de empregadores e trabalhadores: repercussões sobre o mercado de trabalho e grau de evasão. **Documento de Discussão**, IPEA, n.8, fevereiro, 1992.

AMADEO, E.J. e GONZAGA, G. **Salário, produtividade e câmbio: uma análise do custo unitário do trabalho na indústria brasileira (1985-95)**. PUC-RJ, janeiro, 1996. /Mimeografado/

AMADEO, E.J. e SOARES, R. Quebra estrutural da relação entre produção e emprego na indústria brasileira. **Texto para Discussão**, PUC-Rio, n.356, julho, 1996.

APPELBAUM, E. On the choice of functional forms. **International Economic Review**, v.20, n.2, p.449-58, 1979.

BACHA, E.L., MATA, M. e MODENESI, R.L. Os encargos trabalhistas e a absorção de mão-de-obra: uma interpretação do problema e seu debate. **Relatório de Pesquisa**, Rio de Janeiro, IPEA/INPES, n.12, 1972.

BERNDT, E.R. **The practice of Econometrics: classics and contemporary**. Addison-Wesley, 1991.

BERNDT, E.R. e KHALED, M.S. Parametric productivity measurement and choice among flexible functional forms. **Journal of Political Economy**, v.87, n.6, p.1220-45, 1979.

BRASIL, Leis etc. **Lex**, vários números.

BRASIL. Presidência da República. Secretaria Geral do Conselho de Estatística e Serviço de Estatística da Produção. **Inquérito Industrial**, vários anos.

_____. **Registro Industrial**, vários anos.

BRUNO, M. Duality, Intermediate inputs and value-added. In FUSS, M. e MCFADDEN, D. **Production Economics: a dual approach to theory and applications**. North-Holland, 1978. v.II.

CALABI, A. e LUQUE, C.A. **Os ciclos de expansão industrial e seus impactos**. Brasília, Nobel - Ministério do Trabalho, 1985.

CAMARGO, J.M. Produtividade e preços relativos: o mercado de trabalho no período pós estabilização. **Texto para Discussão**, PUC-Rio, n.386, setembro, 1998.

CHAHAD, J.P.Z. e LUQUE, C.A. Absorção de mão-de-obra industrial: análise do caso brasileiro. In CHAHAD, J.P.Z. **Mercado de trabalho no Brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas**, São Paulo, IPE/USP, 1986. p. 71-89.

_____. Elasticidade emprego-produto no ciclo industrial brasileiro. In BARROS, R.P. e SEDLACEK, G.L. **Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea**. Rio de Janeiro, 1989. p.203-26. Monografia - IPEA/INPES, n.35.

CHAMON, M. Rising wages and declining employment: the brazilian manufacturing sector in the 90's. **Texto para Discussão**, Rio de Janeiro, IPEA, n.552, março, 1998.

CLARK, K.B. e FREEMAN, R.B. How elastic is the demand for labor? **Review of Economics and Statistics**, v.62, p.509-20, 1980.

COEN, R.M. e HICKMAN, B.G. Constrained joint estimation and production functions. **Review of Economics and Statistics**, v.52, p.287-300, 1970.

CONJUNTURA ECONÔMICA. Fundação Getúlio Vargas, vários números.

DAVIDSON, R. e MACKINNON, J.G. **Estimation and inference in Econometrics**. Oxford University Press, 1993.

DIEESE. O polêmico peso dos encargos sociais no Brasil. **Boletim Dieese**, n.196, julho, 1997.

DOORNIK, J.A. e HENDRY, D.F. **PcFilm 8.0: interactive econometric modelling of dynamic systems**. Londres, International Thomson Publishing, 1994.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Wiley and Sons, 1995.

ENGLE, R.F. e GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.50, p.987-1007, 1987.

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

FERGUNSON, C.E. **The neoclassical theory of production and distribution**. Cambridge University Press, 1971.

FERNANDES, R. Encargos sociais e demanda por trabalho no setor formal da economia. **Economia Aplicada**, v.2, n.3, p.553-78, 1998.

FIESP. Levantamento dos encargos sociais na empresa. **Indústria e Produtividade**, agosto, 1975.

FUSS, M., MCFADDEN, D. e MUNDLAK, Y. A survey of functional forms in economic analysis of production. In FUSS, M. e MCFADDEN, D. **Production Economics: a dual approach to theory and applications**. North-Holland, 1978. v.I, p.219-68.

GOLDMAN, D.E., SENA, J.F.F e ALBUQUERQUE, R.C. Os incentivos financeiros à industrialização do Nordeste e a escolha de tecnologias. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.1, n.2, p.329-65, 1971.

GONZAGA, G. The effects of openness on industrial employment in Brazil. **Texto para Discussão**, PUC-Rio, n.362, novembro, 1996.

GONZAGA, G e CORSEUIL, C.H. Emprego industrial no Brasil: uma análise de curto e longo prazos. **Texto para Discussão**, PUC-Rio, n.381, dezembro, 1997.

GRENEE, W.H, **Econometrics Analysis**. Prentice Hall, 1993.

GRILICHES, Z. e MAIRESSE, J. Production functions: the search for identification. **Working Paper**, N.B.E.R., n. 5067, março, 1995.

HAMERMESH, D.S. Labor demand and the structure of adjustment costs. **American Economic Review**, v.79, n.4, p.675-689, 1989.

_____ **Labor Demand**. Princeton, Princeton University Press, 1993.

HAMILTON, J.D. **Time series analysis**. Princeton, Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modeling**. Prentice Hall, 1995.

HATANAKA, M. **Time-series-based econometrics: unit roots and cointegrations**. Oxford, Oxford University Press, 1996.

HICKS, J.R. **The theory of wages**. Londres, MacMillan, 1963.

IBGE. **Pesquisa Industrial Anual**, vários anos.

_____ . **Censo Econômico**, vários anos.

- _____. **Estatísticas Básicas: séries retrospectivas**, número 3. Rio de Janeiro, 1992.
- _____. **Estatísticas Históricas do Brasil**, vários anos.
- 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.
- _____. **Econometric models: techniques and applications**. Prentice-Hall, 1978.
- JATOBÁ, J. **O impacto de políticas de preços dos fatores sobre o emprego**. 1974. Tese (Doutorado) - Vanderbilt University.
- JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**, Oxford University Press, 1995.
- JOHNSTON, J. **Econometric methods**. 3.ed. McGraw-Hill, 1991.
- JOHNSTON, J. e DINARDO, J. **Econometric methods**. 4.ed. McGraw-Hill, 1997.
- KEARNEY, I. **Modelling the long-run demand for labour using Irish manufacturing sector data**. European Institute University, 1996. /Mimeografado/
- KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**. v. 54, p.159-78, 1992.
- KMENTA, J. **Elementos de econometria: teoria econométrica básica**. São Paulo, 2.ed. Atlas, 1990, v. II.
- LAU, L.J. Applications of profit functions. In FUSS, M. e MCFADDEN, D. **Production Economics: a dual approach to theory and applications**. North-Holland, 1978. v.I, p. 133-216.
- LECRAW, D.J. Choice of technology in low-wage countries: a nonneoclassical approach. **Quartely Journal of Economics**, p. 631-54, 1979.
- MACEDO, R.B.M. **Models of demand labor and the problem of labor absorption in the Brazilian manufacturing sector**. 1974. Tese (Doutorado) - Harvard University.
- _____. Uma crítica das estimativas da elasticidade substituição obtidas para a indústria de transformação. **Estudos Econômicos**, v.5, n.3, p.141-64, 1975.
- _____. Uma interpretação alternativa da correlação entre emprego e salário nos estudos de demanda de mão-de-obra. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.6, n.1, p.241-66, 1976.
- MADDALA, G. S. e KIM, I. **Unit roots, cointegration, and structural change**. Cambridge University Press, 1998.

MAGNUSSON, L. Considerações sobre o custo do fator trabalho na indústria brasileira: 1949/95. **Seminário**, Universidade de São Paulo, n.25/99, 1999.

MARTINS Alves, P.S. A substituição de mão-de-obra na indústria de manufatura de Minas Gerais. In BARROS, R.P. e SEDLACEK, G.L. **Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea**. Rio de Janeiro, 1989. p.227-59. Monografia - IPEA/INPES, n.35.

MAS-COLELL, A., WHINSTON, M.D. e GREEN, J.R. **Microeconomic theory**, Oxford University Press, 1995.

MCFADDEN, D. Duality of production, cost, and profit functions”, In FUSS, M. e MCFADDEN, D. **Production Economics: a dual approach to theory and applications**. North-Holland, 1978. v.I, p.3-110.

MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA E ASSISTÊNCIA SOCIAL Página da internet: <http://www.mpas.gov.br/1eb1.hmt>. Brasília, 1998.

NADIRI, M.I. Producers theory. In ARROW, K.J. e INTRILIGATOR, M.D. **Handbook of Mathematical Economics**. North-Holland, 1982. v.II, p.431-90.

NICKELL, S.J. An investigation of the determinants of manufacturing employment in the United Kingdom. **Review of Economic Studies**, v.51, p.529-57, 1984.

_____. Dynamic models of labour demand In ASHENFELTER, O. e LAYARD, R. **Handbook of Labor Economics**. North-Holland, 1986, v.I, p.473-522.

PAES DE BARROS, R., CORSEUIL, C.H. e GONZAGA, G. **Labor market regulations and the demand for labor in Brazil**. IPEA, fevereiro, 1999.

PASTORE, J. **Encargos sociais: implicações para o salário, emprego e competitividade**. São Paulo, LTr, 1997.

PEREIRA, P.V., VELLOSO, R.C. e BARROS, R.P. Absorção de mão-de-obra na indústria de transformação. In BARROS, R.P. e SEDLACEK, G.L. **Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea**. Rio de Janeiro, 1989. p.179-202. Monografia - IPEA/INPES, n.35.

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

PINTO, M.B.P. Elasticidade de substituição e absorção de mão-de-obra: uma crítica e proposta de nova abordagem. **Estudos Econômicos**, v.17, n.3, p.319-332, setembro-dezembro, 1987.

REENEN, J.V. Employment and technological innovation: evidence from U.K. manufacturing firms. **Journal of Labor Economics**, v.15, n.2, p.255-84, 1997.

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. McGraw-Hill, 1996.

SANTOS, J.C.S. Demanda de fatores, energia e substituição na indústria brasileira: 1970/79. **Série Relatórios de Pesquisa**, IPE/USP, n.55, 1986.

SATO, R. The most general class of CES functions. **Econometrica**, v.43, n.5-6, p.999-1003, 1975.

_____. Homothetic and non-homothetic CES production functions. **American Economic Review**, v.67, n.4, p.559-69, 1977.

SIMONSEN, M.H. **Dinâmica macroeconômica**. São Paulo, McGraw-Hill, 1983.

STEVENSON, R. Measuring technological bias. **American Economic Review**, v.70, n.1, p.162-73, 1980.

TYLER, W. G. Labour absorption with import-substituting industrialization: an examination of elasticities of substitution in the Brazilian manufacturing sector. **Oxford Economic Papers**, v.26, n.1. p.93-103, 1974.

UZAWA, H. Production functions with constant elasticities of substitution. **Review of Economic Studies**, v.29, n.4, p.291-99, 1962.

Apêndice 1

Neste apêndice são derivados as hipóteses necessárias para trabalhar com a função valor adicionado em vez da função de produção. A maximização de lucro é dada por:

$$\pi(P_Y, P_K, P_L, P_M, P_E) = \max P_Y F(K, L, M, E) - P_L L - P_K K - P_M M - P_E E, \quad (\text{A.1.1})$$

onde:

E energia,

P_E preço da energia.

Supondo que $F(\cdot)$ possui as primeiras e segundas derivadas parciais, as CPOs fornecem: $P_Y F_K = P_K$, $P_Y F_L = P_L$, $P_Y F_M = P_M$, $P_Y F_E = P_E$. Das condições, obtêm-se as demandas dos insumos intermediários:

$$M^D = M(K, L, P_Y, P_M, P_E),$$

$$E^D = E(K, L, P_Y, P_M, P_E).$$

Define-se, abaixo, a função valor adicionado:

$$G(K, L, P_Y, P_M, P_E) = \max \{ P_Y Y - P_M M - P_E E \mid Y \leq F(K, L, M, E) \},$$

que é reescrita como:

$$G(K, L, P_Y, P_M, P_E) = P_Y F(K, L, M^D, E^D) - P_M M^D(K, L, P_Y, P_M, P_E) - P_E E^D(K, L, P_Y, P_M, P_E).$$

(A.1.2)

As CPOs de (A.1.2) são: $P_Y F_M = P_M$ e $P_Y F_E = P_E$.

Das CSOs de (A.1.2), obtêm-se as relações:

$$F_{MM} \frac{\partial M^D}{\partial K} + F_{ME} \frac{\partial E^D}{\partial K} = -F_{MK}, \quad F_{MM} \frac{\partial M^D}{\partial L} + F_{ME} \frac{\partial E^D}{\partial L} = -F_{ML},$$

$$F_{EM} \frac{\partial M^D}{\partial K} + F_{EE} \frac{\partial E^D}{\partial K} = -F_{EK} \quad \text{e} \quad F_{EM} \frac{\partial M^D}{\partial L} + F_{EE} \frac{\partial E^D}{\partial L} = -F_{EL}.$$

ou, em notação matricial,

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial M^D}{\partial K} & \frac{\partial M^D}{\partial L} \\ \frac{\partial E^D}{\partial K} & \frac{\partial E^D}{\partial L} \end{bmatrix} = - \begin{bmatrix} F_{MM} & F_{ME} \\ F_{EM} & F_{EE} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} F_{MK} & F_{ML} \\ F_{EK} & F_{EL} \end{bmatrix}.$$

(A.1.3)

(A.1.2) capta a relação entre os insumos primários e intermediários. Das condições de segunda ordem derivam-se, também, as condições:

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial M^D}{\partial P_M} & \frac{\partial M^D}{\partial P_E} \\ \frac{\partial E^D}{\partial P_M} & \frac{\partial E^D}{\partial P_E} \end{bmatrix} = \frac{1}{P_Y} \begin{bmatrix} F_{MM} & F_{ME} \\ F_{EM} & F_{EE} \end{bmatrix}^{-1}$$

(1.A.4)

Reescreve-se o problema (A.1.1) como:

$$\hat{\pi} = \max G(K, L, P_Y, P_M, P_E) - P_K K - P_L L$$

(A.1.5)

As CPOs (A.1.5) são:

$$\frac{\partial \hat{\pi}}{\partial K} = P_Y \left(F_K + F_M \frac{\partial M^D}{\partial K} + F_E \frac{\partial E^D}{\partial K} \right) - P_M \frac{\partial M^D}{\partial K} - P_E \frac{\partial E^D}{\partial K} - P_K,$$

$$\frac{\partial \hat{\pi}}{\partial L} = P_Y \left(F_L + F_M \frac{\partial M^D}{\partial L} + F_E \frac{\partial E^D}{\partial L} \right) - P_M \frac{\partial M^D}{\partial L} - P_E \frac{\partial E^D}{\partial L} - P_L.$$

Das equações acima encontram-se:

$$P_Y F_M \begin{bmatrix} \frac{\partial M^D}{\partial K} \\ \frac{\partial M^D}{\partial L} \end{bmatrix} = P_M \begin{bmatrix} \frac{\partial M^D}{\partial K} \\ \frac{\partial M^D}{\partial L} \end{bmatrix}, \quad P_Y F_E \begin{bmatrix} \frac{\partial E^D}{\partial K} \\ \frac{\partial E^D}{\partial L} \end{bmatrix} = P_E \begin{bmatrix} \frac{\partial E^D}{\partial K} \\ \frac{\partial E^D}{\partial L} \end{bmatrix},$$

que são os mesmos resultados do problema (A.1.1). As CSOs de (A.1.2) são:

$$\begin{bmatrix} G_{KK} & G_{KL} \\ G_{LK} & G_{LL} \end{bmatrix} = P_Y \begin{bmatrix} F_{KK} & F_{KL} \\ F_{LK} & F_{LL} \end{bmatrix} + P_Y \begin{bmatrix} F_{KM} & F_{KE} \\ F_{LM} & F_{LE} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{\partial M^D}{\partial K} & \frac{\partial M^D}{\partial L} \\ \frac{\partial E^D}{\partial K} & \frac{\partial E^D}{\partial L} \end{bmatrix},$$

e

$$\begin{bmatrix} G_{P_M K} & G_{P_M L} \\ G_{P_E K} & G_{P_E L} \end{bmatrix} = - \begin{bmatrix} \frac{\partial M^D}{\partial K} & \frac{\partial M^D}{\partial L} \\ \frac{\partial E^D}{\partial K} & \frac{\partial E^D}{\partial L} \end{bmatrix}.$$

Para que as equações de demanda dos insumos primários independam dos preços e das variações dos insumos intermediários, uma das duas situações deve ocorrer:

$$\begin{bmatrix} F_{MM} & F_{ME} \\ F_{EM} & F_{EE} \end{bmatrix}^{-1} = 0, \quad (\text{A.1.6})$$

ou

$$\begin{bmatrix} F_{KM} & F_{KE} \\ F_{LM} & F_{LE} \end{bmatrix} = 0. \quad (\text{A.1.7})$$

Substituindo (A.1.6) em (A.1.4), chega-se à proposição:

$$\text{Se } \begin{bmatrix} F_{MM} & F_{ME} \\ F_{EM} & F_{EE} \end{bmatrix}^{-1} \rightarrow 0, \text{ então, } \begin{bmatrix} \frac{\partial M^D}{\partial P_M} & \frac{\partial M^D}{\partial P_E} \\ \frac{\partial E^D}{\partial P_M} & \frac{\partial E^D}{\partial P_E} \end{bmatrix} \rightarrow 0.$$

A proposição explicita que a demanda não condicional do insumo intermediário é independente do seu preço. Em outras palavras, os insumos intermediários são usados em proporções fixas na função de produção e a função de produção é descrita como:

$$Y = \min F \{ G(K, L), a_M M, a_E E \},$$

onde:

$$a_M > 0, a_E > 0.$$

Substituindo (A.1.7) em (A.1.3), chega-se à proposição:

$$\text{Se } \begin{bmatrix} F_{KM} & F_{KE} \\ F_{LM} & F_{LE} \end{bmatrix} \rightarrow 0, \text{ conseqüentemente, } \begin{bmatrix} \frac{\partial M^D}{\partial K} & \frac{\partial M^D}{\partial L} \\ \frac{\partial E^D}{\partial K} & \frac{\partial E^D}{\partial L} \end{bmatrix} \rightarrow 0.$$

Essa proposição mostra que as demandas dos bens intermediários não são afetadas pelas variações dos bens primários. Portanto, a função de produção atende à condição de fracamente separável. Segundo Nadiri (1982), a função de produção é

fracamente separável se $\partial(F_K/F_L)/\partial M = 0$ e $\partial(F_K/F_L)/\partial E = 0$, tal que $K, L \in n_1$ e $M, E \notin n_1$, onde, $n_1 \in N_1$, $N_1 \subset N$ e $N = (N_1, N_2)$. Essa função de produção é representada da seguinte forma:

$$F(K, L, M, E) = F(G_1(K, L), G_2(M, E)).$$

A demonstração considerou apenas os valores nominais das variáveis. Sem perda de generalidade, estende-se a prova ao caso de variáveis deflacionadas pelo índice do produto. Resultado semelhante é derivado do problema de minimização de custos.

Apêndice 2: Descrição dos Encargos Sociais Brasileiros

Abaixo serão apresentados os principais encargos sociais brasileiros que incidem sobre a folha de pagamento. O quadro I segue a metodologia apresentada por Bacha et al. (1972).

1- Contribuição para a Previdência Social

A contribuição previdenciária no Brasil começou com as antigas Caixas de Aposentadorias e Pensões, criadas a partir de 1923, e substituídas, gradualmente, pelos Institutos de Aposentadorias e Pensões. O IAPI (Instituto de Assistência e Previdência dos Industriários) foi fundado em 1936 (Lei n.º 367 de 31/12). Em 1960 foi apresentada a Lei Orgânica da Previdência Social (LOPS, Lei n.º 3.807 de 26/08) para de consolidar as normas dos institutos. A unificação deles ocorreu em 1966 pelo Decreto-lei n.º 72 de 21/11. Em 1976, foi expedida a Consolidação das Leis da Previdência Social (decreto n.º 77.077 de 24/01). Em primeiro de janeiro de 1977, foi instituído o Sistema Nacional de Previdência e Assistência Social (Lei n.º 6.439), “responsável pela proposição de política de previdência e assistência médica, farmacêutica e social, bem como a supervisão dos órgãos subordinados e das entidades a ele vinculadas”. Em 1984, houve a aprovação da nova Consolidação das Leis da Previdência Social (Decreto n.º 89.312). Outro marco na história de legislação previdenciária foi a Constituição de 1988, que procurou estender benefícios e regulamentar fontes dos financiamentos.

Desde o início, as contribuições sobre a folha de salários vêm aumentando. Em 1949 elas constituíam 4% da folha de pagamento, enquanto atualmente, chegam a 20%. O quadro I apresenta os períodos de mudanças dos valores das alíquotas.

Ao longo do tempo, as taxas de incidência vêm se modificando de forma a ampliar a captação de recursos e adaptar as contribuições às elevações do nível de preços. Até 1954, havia um limite de Cr\$ 2,00 para a contribuição. Entre 1954 e abril de 1956, o limite era o salário-mínimo (s.m.) regional, passando, a partir desse mês, a três vezes o maior s.m. vigente no país. Em outubro de 1960, devido à desvalorização do s.m. frente às taxas de inflação, o limite de contribuição foi alterado para cinco vezes o maior s.m. regional, e novamente modificado para dez s.m. de referência em dezembro de 1966 e 20 s.m. em novembro de 1973.

O Decreto-lei n.º 1.910 de 29/12/1981 elevou a alíquota de 8% vigente desde maio de 1958 para 10%, em resposta ao agravamento dos problemas financeiros da previdência. Em janeiro de 1987 o teto de contribuição por parte do empregador foi eliminado pela Lei n.º 2.318 de 30/12/1986. A alíquota foi novamente elevada para 20% em setembro de 1989, após a publicação da Lei n.º 7.787 de junho do mesmo ano.

A Previdência usou outros expedientes para enfrentar seus graves desequilíbrios financeiros, como a redução do prazo de recolhimento das contribuições. A Lei n.º 2.087 de 22/12/1983 e decreto n.º 91.406 de 05/07/85 de 5 de julho de 1985 reduziram o prazo de recolhimento das contribuições de empregados e empregadores do último para o décimo dia útil do mês. A própria Lei n.º 7.787 de 1989 também reduziu o prazo para o oitavo dia do mês e, finalmente, com a Lei n.º 8.212 de 24 de julho de 1991, o recolhimento passou a ser feito até o terceiro dia útil.

2- Contribuição para a Legião Brasileira de Assistência

Criada pelo Decreto-lei n.º 4.830 de 15/12/1942, seu objetivo era financiar as atividades de promoção e assistência social da LBA. Correspondia à alíquota de 0,5% da folha de salários. Foi extinta com a Lei n.º 5.017 de dezembro de 1966. A partir dessa data, os recursos da LBA foram incluídos no orçamento da União.

3- Contribuição para o Serviço Nacional de Aprendizagem Industrial (SENAI)

A contribuição para o SENAI foi criada pelo Decreto-lei n.º 4.048 de 22/01/1942 e alterada, posteriormente, por outros Decretos-lei (ver quadro II). O

Decreto-lei n.º 6.246 de fevereiro de 1944, por exemplo, instituiu a forma de incidência dessa contribuição: 1% sobre a folha de salário a fim de financiar programas de treinamento da mão-de-obra da indústria. O recolhimento dessa contribuição é feito pelo INSS, que a repassa para o SENAI.

4- Contribuição para o Serviço Social da Indústria (SESI)

Assim como a contribuição para o SENAI, a do SESI foi modificada várias vezes após sua criação pelo Decreto-lei n.º 9.403 de 25/06/1946. Com alíquota inicial de 2%, sofreu redução para 1,5% após a criação do FGTS. Não houve alteração dessa alíquota a partir de então. O INSS é responsável pelo seu recolhimento e posterior repasse ao SESI.

5- Salário-Família e Salário-Maternidade

O salário-família (s.f.) foi instituído pela Lei n.º 4.266 de 03/10/1963. Pela Lei, o empregador era obrigado a pagar 5 % do s.m. local, por filho menor de quatorze anos ou inválido, diretamente para o empregado. Bacha et al. (1972) calculou percentagem média de 6% sobre a folha. Foi reduzida para 4,3% em janeiro de 1966, reflexo da Lei n.º 4.863 de novembro de 1965, e, em fevereiro de 1975, para 4%. A Lei n.º 6.136 de 7/11/1974 criou o salário-maternidade que se apropriou exatamente da parcela 0,3% do s.f. Com a Lei n.º 7.787 de 30/06/89, ambas as contribuições foram extintas em agosto de 1989.

6- Salário-Educação

Criado pela Lei n.º 4.440 de 27/10/1964, tinha como objetivo financiar o ensino básico dos trabalhadores e de seus filhos. Essa contribuição sempre foi recolhida pela previdência e posteriormente repassada ao Tesouro, que deposita em um fundo de ensino, como o Fundo ou Nacional de Ensino Primário (anos setenta) e mais recentemente o FNDE (Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação), ou transfere aos Estados, mediante autorização do Ministério da Educação. A alíquota inicial de 2% foi reduzida para 1,4% (Lei n.º 4.863 de 29/11/1965) em janeiro de

1966. Através do Decreto-lei n.º 76.923 de 26/12/1975 a alíquota subiu para os atuais 2,5%.

7- Contribuição para o Banco Nacional de Habitação

Cobrada a partir de outubro de 1964 (Lei n.º 4.380 de 11/09/1964), essa contribuição foi instituída como 1% sobre a folha. Em janeiro de 1966, a alíquota subiu para 1,2%. Essa contribuição foi extinta em dezembro do mesmo ano com a Lei do FGTS.

8- Contribuição para o Instituto Nacional de colonização e Reforma Agrária (INCRA, ex-SSR e ex-INDA) e Previdência Rural (FUNRURAL)

O Serviço Social Rural (SSR), criado em 1955 pela Lei n.º 2.613 de 23 de setembro, era uma autarquia do Ministério da Agricultura com fins de prestar assistência social aos trabalhadores do campo. Junto com o órgão, foi instituída uma contribuição sobre a folha de pagamentos no valor de 0,3%. Em fins de 1964, o SSR foi incorporado ao Instituto Nacional de Desenvolvimento Agrário (INDA) pela Lei n.º 5.504 de 10/11/1964 e mais tarde substituído pelo INCRA (Decreto-lei n.º 1.110 de 9/07/1970 e regulamentado pelo decreto 68.153 de 01/02/1971). A Lei n.º 4.863 de 29/11/1965 elevou a alíquota para 0,4%, recolhida a partir de janeiro do ano seguinte.

Em 1963, a aprovação do Estatuto do Trabalhador Rural (Lei n.º de 4.214 de 02/03/1963) foi o primeiro passo para instituir a previdência rural. Inicialmente, sua administração coube ao IAPI. A partir de março de 1967, dos 0,4% recolhidos pelo INDA, 0,2% passaram para o fundo da previdência rural (depois conhecido como FUNRURAL).

A alíquota paga para o INCRA subiu para 2,6% em julho de 1971. Mas 2,4% foram destinados ao FUNRURAL (Lei complementar 11 de 26/05/1971). Com a Lei n.º 7.787 de 30/05/1989, as empresas deixaram de recolher o FUNRURAL, mas a contribuição para o INCRA permaneceu (alíquota de 0,2%).

8- 13º Salário e sua contribuição para a Previdência Social

A “gratificação de natal” foi instituída pela Lei n.º 4.090 de 13/07/1962 e regulamentada pelo decreto n.º 1.881 de 14/12/1962, sem a dedução para a previdência. Com a Lei n.º 4.281 de 8/11/1963, a alíquota de 8% também começou a incidir sobre o décimo-terceiro. A Fundação Getúlio Vargas (FGV) fez um cálculo de 8,3% do valor do 13º sobre a folha e de 0,6% para a parte do 13º a ser recolhida. Esta última contribuição subiu para 0,75% em janeiro de 1982 devido a elevação da alíquota do INSS.

9- Fundo de Indenizações Trabalhistas (FIT)

Criado pela Lei n.º 4.923 de 23/12/1965, vigorou somente no ano de 1966. Esse fundo foi sustentado pela cobrança de 1% sobre o valor da folha de pagamento e extinto com a criação do FGTS.

10- Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS)

O Fundo foi criado pelo então Governo Militar (Lei n.º 5.107 de 13/09/1966 e mais tarde substituída pela Lei n.º 8.036 de 11/05/1990) como alternativa para os antigos sistemas de indenização e estabilidade da CLT. 8% sobre o salário do empregado deveria ser posto em uma caderneta de poupança na Caixa Econômica Federal de forma que o trabalhador pudesse sacá-lo quando estivesse desempregado, aposentado, ou comprando imóvel próprio.

11- Indenização por Despedida Sem Justa Causa

Junto com o FGTS, os empregadores eram obrigados a pagar 10% do valor do FGTS para o trabalhador que fosse despedido sem justa causa. Isto equivale a uma alíquota aproximada de 0,8%. Após a Constituição de 1988, o valor subiu de 10% para 40%, que, segundos cálculos de Almeida (1992), equivaleria a 3,2% sobre a folha.

12- Seguro Acidentes de Trabalho

Houve dois períodos distintos na história desse encargo: antes de 1967, quando as empresas podiam fazer seus seguros em seguradoras privadas, e após a Lei n.º 5.316 de 14/09/1967 e decreto de 28/11/1967, que obrigaram as empresas a pagarem o seguro para a Previdência Social.

Este seguro é feito de acordo com a periculosidade do emprego. Bacha et al. (1972) calcularam a relação média entre prêmio e salário em 1,9%. Entre 1965 e 1967, a FGV fez um cálculo aproximado de 3%. Bacha et al. (1972) encontrou uma nova estimativa para 1970: 3,2%. A partir de abril de 1972, as estimativas da FGV foram as seguintes: 3% em abril de 1972 e 2% em janeiro de 1981.

13- Contribuição para o Serviço Brasileiro de Apoio a Micro e Pequena Empresa (SEBRAE)

Criada pela Lei n.º 8.029 de 12/04/1990 e alterada pela Lei n.º 8.154 de 29/12/1990, essa contribuição é arrecada pelo INSS e depois repassada ao SEBRAE para ser aplicada em programas de desenvolvimento das micro e pequenas empresas. A alíquota foi elevada gradualmente até atingir, em 1993, o percentual de 0,6% sobre a folha de salário.

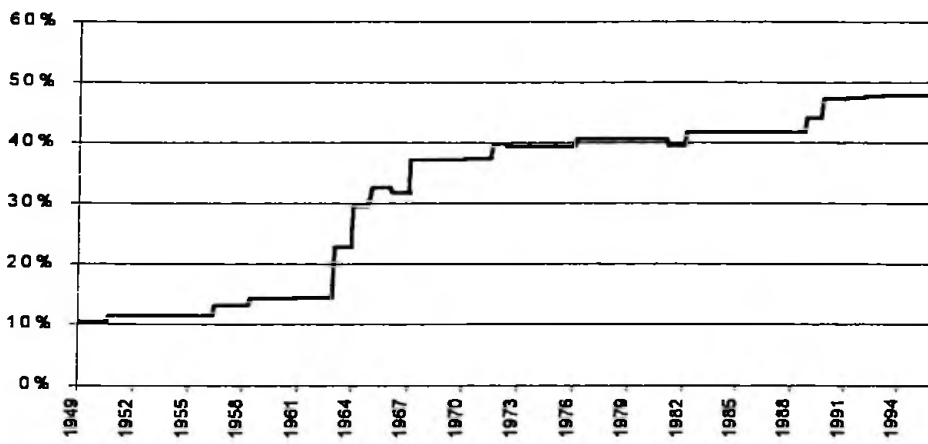
O quadro seguinte mostra o comportamento dos encargos legais ao longo dos anos, seguindo a metodologia de Bacha et al. (1972)., Essa escolha decorre da possibilidade de obter uma série com maior número de observações.

TABELA A.1: ALÍQUOTA DOS ENCARGOS LEGAIS SOBRE FOLHA DE PAGAMENTOS

| Data Inicial de Vigência | 1949 | 1950 | 1956 | 1956 | 1956 | 1958 | 1960 | 1962 | 1963 | 1964 | 1964 | 1964 | 1965 | 1966 | 1967 | 1967 | 1970 | 1971 | 1972 | 1975 | 1976 | 1981 | 1982 | 1988 | 1989 | 1991 | 1992 | 1993 | |
|--------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|
| | Jan | Ago | mai | jun | mai | Out | Dez | Dez | Dez | out | Dez | Jan | Jan | Jan | Jan | Jan | jan | Jul | Abr | Fev | Jan | Jan | Jan | out | Sat | Jan | Jan | Jan | |
| Prev. Social | 5% | 6% | 7% | 7% | 7% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 10% | 10% | 20% | 20% | 20% | 20% | |
| L.B.A. | 0,50% | 0,50% | 0,50% | 0,50% | 0,50% | 0,50% | 0,50% | 0,50% | 0,50% | 0,50% | 0,50% | 0,50% | 0,50% | 0,50% | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | |
| SENAI | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | |
| SESI | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | 2% | |
| SEBRAE | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | 0,20% | 0,40% | 0,60% | |
| Sal. Fam | - | - | - | - | - | - | - | - | 6% | 6% | 6% | 6% | 6% | 4,30% | 4,30% | 4,30% | 4,30% | 4,30% | 4,30% | 4% | 4% | 4% | 4% | 4% | - | - | - | - | |
| Sal. Mat | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | 0,30% | 0,30% | 0,30% | 0,30% | 0,30% | - | - | - | - | |
| Sal. Ed | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | 2% | 2% | 2% | 1,40% | 1,40% | 1,40% | 1,40% | 1,40% | 1,40% | 1,40% | 2,50% | 2,50% | 2,50% | 2,50% | 2,50% | 2,50% | 2,50% | 2,50% | |
| B.N.H. | - | - | - | - | - | - | - | - | - | 1% | 1% | 1% | 1% | 1,20% | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | |
| INCRA | - | - | - | 0,30% | 0,30% | 0,30% | 0,30% | 0,30% | 0,30% | 0,30% | 0,30% | 0,30% | 0,30% | 0,40% | 0,40% | 0,40% | 0,20% | 0,20% | 0,20% | 0,20% | 0,20% | 0,20% | 0,20% | 0,20% | 0,20% | 0,20% | 0,20% | 0,20% | 0,20% |
| Funrural | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | 0,20% | 0,20% | 0,20% | 2,40% | 2,40% | 2,40% | 2,40% | 2,40% | 2,40% | 2,40% | - | - | - | - | - |
| 13º Sal | - | - | - | - | - | - | - | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% | 8,30% |
| prev 13º | - | - | - | - | - | - | - | - | 0,70% | 0,70% | 0,70% | 0,70% | 0,70% | 0,60% | 0,60% | 0,60% | 0,60% | 0,60% | 0,60% | 0,60% | 0,60% | 0,60% | 0,75% | 0,75% | 0,75% | 0,75% | 0,75% | 0,75% | 0,75% |
| FAD | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | 1% | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| FGTS | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% | 8% |
| Res Contrato | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| Acid de Trabalho | 1,90% | 2% | 2,40% | 2,40% | 2,40% | 2,60% | 2,70% | 2,80% | 2,80% | 2,80% | 2,80% | 2,80% | 2,90% | 3% | 3% | 3% | 3,20% | 3,20% | 3% | 3% | 3% | 3% | 3% | 3% | 3% | 3,20% | 3,20% | 3,20% | 3,20% |
| TOTAL | 10,40% | 11,50% | 12,90% | 13,20% | 14,30% | 14,40% | 22,80% | 29,60% | 30,60% | 32,60% | 32,60% | 32,70% | 32,70% | 31,70% | 37,30% | 37,30% | 37,50% | 39,70% | 39,50% | 39,50% | 40,60% | 39,60% | 41,75% | 41,15% | 47,45% | 47,65% | 47,85% | 48,05% | |

Fonte: Bacha et alii (1972); Almeida (1992); Barros et alii (1999); Conjuntura Econômica (vários números), Indústria e Produtividade (1975). Lex (vários números)

GRÁFICO A1: ALÍQUOTA DOS ENCARGOS LEGAIS SOBRE A FOLHA DE PAMENTOS



Fonte: Quadro anterior

O próximo quadro traz a relação de leis e decretos citados no texto.

TABELA A.2: LEIS E DECRETOS DOS ENCARGOS SOCIAIS

| ENCARGOS | LEIS E DECRETOS | APROPRIAÇÃO |
|---|--|---------------------|
| Contribuição para a Previdência Social | lei n.º 3.807 de 26/08/60 (L.O.P.S.), D. lei n.º 66 de 21/11/66, decreto n.º 60.446 de 14/03/67 com alterações introduzidas pela lei 5.890 de 08/06/73; D. lei 72771 de 06/09/73 D. lei 72771 de 06/09/73 (regulamentação da L.O.P.S.), Decreto n.º 77077 de 24/01/76 (C.L.P.S), D. lei n.º 1.190 de 29/12/81, D. lei n.º 2.318 de 30/12/86; CF Art.7, inciso XXIV, lei n.º 7787 de 30/06/89 | Governo |
| Contribuição para a Legião Brasileira de Assistência | D. lei n.º 4.830 de 15/10/42, extinta pela lei n.º 5.017 de 13/08/66 | L.B.A |
| Contribuição para o Serviço Nacional de Aprendizagem Industrial (SENAI) | D. lei n.º 4.408 de 22/01/42, altera pelo D. lei n.º 4.936 de 7/11/42, D. lei n.º 6.246 de 05/02/44, D. lei n.º 6.245 e n.º 60.466 de 14/03/67, D. lei n.º 1.861 de 25/02/81, D. lei n.º 1.867 de 25/03/81 | Entidades Patronais |
| Contribuição para o Serviço Social da Indústria (SESI) | D. lei n.º 9.403 de 25/06/46, alterada pela lei n.º 4.863 de 29/11/65, decreto n.º 57.375 de 02/12/65, lei n.º 5.107 de 13/09/66 e decreto 60.466 de 14/03/67; D. lei n.º 1.861 de 25/02/81 e D. lei n.º 1.867 de 25/03/81 | Entidades Patronais |
| Salário Família | lei n.º 4.266 de 03/10/62, decreto n.º 53.153 de 10/12/63, alterada pela lei n.º 4.863 de 29/11/65, decreto n.º 59.122 de 24/08/66; lei n.º 5.559 de 11/12/68, lei n.º 5.890 de 08/06/73, lei n.º 6.136 de 07/11/74, CF Art. 7 inciso XII; extinto pela lei n.º 7.787 de 30/06/89 | Trabalhador |
| Salário Maternidade | lei n.º 6.136 de 07/11/74 e extinto pela lei n.º 7.787 de 30/06/89 | Trabalhador |
| Salário Educação | lei n.º 4.440 de 27/11/64, modificado pelo decreto n.º 51.551 de 27/11/65, lei n.º 4.863 de 29/11/65, decreto n.º 60.466 de 14/03/67, decreto n.º 72.013 de 27/03/73, decreto n.º 72.665 de 20/08/73, D. lei n.º 1.422 de 23/10/75, D. lei n.º 76.923 de 26/12/76 decreto n.º 87.043 de 22/03/82. | Governo |
| Contribuição para o Banco Nacional de Habitação (BNH) | lei n.º 4.380 de 11/09/64 e extinta pela lei n.º 5.107 de 13/06/66 (FGTS) | BNH |
| Contribuições Instituto de Colonização e Reforma Agrária (INCRA, antigo SSR e INDA) | SRR- lei n.º 2.613 de 23/09/55 INDA- lei n.º 5.504 de 30/11/64, lei n.º 4.863 de 29/11/65 INCRA- D. lei n.º 1.110 de 09/07/70 e D. lei n.º 68.153 de 01/02/71 (regulamentação) | INCRA |
| Fundo de Assistência ao Trabalhador Rural (FUNRURAL) | Lei complementar n.º 11 de 26/05/71, D. lei n.º 69.169 de 11/01/72 (regulamentação do P.A.T.R.) e lei n.º 6.165 de 19/12/74, decreto n.º 77.514 de 29/04/76 (P.T.R.), Extinto pela lei n.º 7.787 de 30/06/89 | Governo |
| 13º salário | lei n.º 4.090 de 13/07/62, decreto 1.881 de 14/12/62, decreto n.º 57.155 de 03/11/65 e CF Art 7 inciso VIII | Trabalhador |
| 13º salário/ contribuição para a Previdência Social | lei n.º 4.281 de 08/11/63, lei n.º 4.749 de 12/08/65 e decreto 60.466 de 14/03/67 | Governo |
| Fundo de Assistência ao Desempregado | lei n.º 4.923 de 23/12/65, decreto n.º 58.155 de 03/04/66 e extinto pela lei n.º 5107 de 13/09/66 | Governo |
| Seguro Acidentes de Trabalho | lei n.º 5.316 de 14/09/67, decreto n.º 61.874 de 28/11/67 CF Art.7 incisos XXVIII, XXIX | Governo |
| Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS) | Lei n.º 5.107 de 13/06/66, CF Art.7 inciso III, lei n.º 7.839 de 10/89 (revogada) e lei 8.036 de 11/01/90 (substituída) | Trabalhador |
| Serviço Brasileiro de Apoio a Pequena e Micro Empresa (SEBRAE) | lei n.º 8.029 12/04/90 e alterada pela lei n.º 8.154 de 28/12/90 | SEBRAE |
| Leis que alteraram o dia de recolhimento dos encargos junto à Previdência Social | decreto n.º 91.406 de 05/07/85 (do último para o 10º dia útil) lei n.º 7.787 de 30/06/89 (do 10º dia útil para o oitavo dia) lei n.º 8212 de 24/07/91 (do oitavo dia para o 3º dia útil) | |

Fonte: ver fonte Quadro I

Apêndice 3

Segue-se abaixo todos os procedimentos matemáticos e estatísticos para obter as variáveis usadas na estimação dos modelos econométricos.

1. Fonte dos dados originais

TABELA A.3: FONTE DOS DADOS ORIGINAIS

| | |
|------|---|
| 1949 | Censo Econômico 1950 e Séries Estatísticas Históricas do Brasil 1988 |
| 1952 | Anuário Estatístico 1955 |
| 1953 | Anuário Estatístico 1956 |
| 1954 | Anuário Estatístico 1957 |
| 1955 | Produção Industrial Brasileira 1955 |
| 1956 | Produção Industrial Brasileira 1956 e Anuário Estatístico 1961 |
| 1957 | Anuário estatístico 1961 |
| 1958 | Anuário estatístico 1961 |
| 1959 | Censo Econômico 1960 |
| 1961 | Anuário Estatístico 1963 |
| 1962 | Anuário Estatístico 1965 |
| 1963 | Anuário Estatístico 1966 |
| 1964 | Anuário Estatístico 1966 e Anuário Estatístico 1967 |
| 1965 | Anuário Estatístico 1967 |
| 1966 | Produção Industrial 1966 |
| 1967 | Produção Industrial 1967 |
| 1968 | Produção Industrial 1968 |
| 1969 | Produção Industrial 1969 |
| 1970 | Censo Industrial 1970 e Séries Estatísticas Retrospectivas 1977 |
| 1971 | Séries Estatísticas Retrospectivas 1977 |
| 1972 | Pesquisa Industrial Anual 1972 |
| 1973 | Pesquisa Industrial Anual 1973 |
| 1974 | Pesquisa Industrial Anual 1974 |
| 1975 | Censo Econômico 1975 |
| 1976 | Pesquisa Industrial Anual 1976 |
| 1977 | Pesquisa Industrial Anual 1977 |
| 1978 | Pesquisa Industrial Anual 1978 |
| 1979 | Pesquisa Industrial Anual 1979 |
| 1980 | Censo Econômico 1980 |
| 1981 | Pesquisa Industrial Anual 1981 |
| 1982 | Pesquisa Industrial Anual 82/84 |
| 1983 | Pesquisa Industrial Anual 82/84 |
| 1984 | Pesquisa Industrial Anual 82/84 |
| 1985 | Censo Econômico 1985 |
| 1988 | Pesquisa Industrial Anual 1988, Unidade Local, Produtiva e Produtiva de Expedição |
| 1989 | Pesquisa industrial Anual 1989, Unidade Local, Produtiva e Produtiva de Expedição |
| 1990 | Pesquisa Industrial Anual 1990, Unidade Local, Produtiva e Produtiva de Expedição |
| 1992 | Pesquisa Industrial Anual 1992 Unidade Produtiva de Expedição |
| 1993 | Pesquisa Industrial Anual 1993 Unidade Produtiva de Expedição |
| 1994 | Pesquisa Industrial Anual 1994 Unidade Produtiva de Expedição |
| 1995 | Pesquisa Industrial Anual 1995 Unidade Produtiva de Expedição |

2. Histórico

Desde 1949 até recentemente, os órgãos de estatísticas oficiais procuraram fazer recenseamentos anuais da indústria. As grandes dificuldades encontram-se nos anos entre os Censos Econômicos. Entre 1952 a 1954 as estatísticas levantadas eram de responsabilidade dos Departamentos Estaduais de Estatística e Secretaria Geral do Conselho de Estatística e os dados eram obtidos do Registro Industrial das Empresas.

De 1955 a 1958, a responsabilidade passou para a Secretaria Geral do Conselho de Estatística, o Serviço de Estatística da Previdência e Trabalho e Serviço de Estatística da Produção. Os dados levantados, até então, referiam-se a empresas com cinco ou mais pessoas ocupadas em algum mês do ano.

Em 1961, a fonte dos dados era a Diretoria de Levantamentos estatísticos do IBGE. Em 1962, a publicação dos dados era de responsabilidade da Divisão de Estatística Industrial e Comercial e, em 1964 e 1965, do Instituto Brasileiro de Estatística - Grupo Especial de Trabalho para as Estatísticas Industriais, criado em 1964 e responsável pela metodologia aplicado à PIA a partir de 1966. A amostra de 1966 a 1969 “era um painel intencional, (...), representando em torno de 90% do valor da produção do Censo Industrial de 1960 e do registro Industrial de 1965”.¹

No ano de 1971 a pesquisa não foi divulgada. Em 1972 e 1973 a amostra correspondia aos estabelecimentos levantados em 1969, acrescidos dos posteriormente instalados com valor de produção igual ou superior a cento e vinte e mil cruzeiros e/ou cinco ou mais pessoas ocupadas em qualquer mês do ano.

Entre 1974 e 1979 a PIA abrangeu as indústrias com cinco ou mais pessoas ocupadas em qualquer mês do ano e/ou valor da produção superior a 640 vezes o maior salário mínimo vigente no Brasil.

Entre 1981 e 1984, o IBGE passou a utilizar uma amostra probabilística dos estabelecimentos sob a argumentação de “facilitar a coleta, agilizar a apuração dos dados e reduzir os prazos de divulgação”.²

Em 1986 há uma reformulação metodológica importante. Foram introduzidas mais duas unidades de investigação: Unidade Local e Empresa. A metodologia anterior foi mantida e denominada Unidade Produtiva. Em 1986 e 1987, a publicação

¹ Pesquisa Industrial Anual 1988– Unidade Local, Notas Técnicas, IX.

² Pesquisa Industrial Anual 1988– Unidade Local, Notas Técnicas X.

de dados referentes às Unidades Produtivas e Locais foram suspensas “por motivos operacionais e financeiros”.³

Novamente, em 1991 não houve publicação da Pesquisa “por falta de recursos, embora reconhecendo a necessidade absoluta de Estatísticas Industriais”.⁴

Houve nova reformulação metodológica da Pesquisa em 1992, com mudanças do conceito de estabelecimento investigado. Essa reformulação pautou-se por dois princípios: “i) a necessária agilidade demandaria um processo de simplificação da pesquisa e ii) a simplificação, para garantir a agilidade, deveria aproveitar naquele momento a estrutura vigente na PIA, por conta da limitação de recursos”.⁵ Entre outras coisas, cria-se o conceito de Unidade Produtiva de Expedição que seria uma partição da Unidade Local. Este novo conceito não guarda nenhuma relação com o conceito de Unidade Produtiva utilizado em anos anteriores.

3. Conceituação

Unidade de Investigação – “Unidade de produção que se obtém um só produto ou uma linha de produtos conexos, com o emprego das mesmas matérias-primas ou a utilização dos mesmos processos industriais. Na maioria dos casos, a cada estabelecimento corresponde a uma unidade física ou unidade local (...). Quando, na mesma unidade física ou local, existirem duas ou mais unidades de produção, empregando matérias-primas diferentes ou processos de fabricação diversos (...), registram-se dois ou mais estabelecimentos, sempre que a separação das unidades seja possível, permitindo obter informações de cada uma delas”.⁶

Pessoal Ocupado – Trata-se da média do pessoal ocupado no ano da pesquisa, em regime de tempo integral ou parcial, inclusive proprietários e sócios e as pessoas em férias ou afastadas por um período não superior a trinta dias. Não estão incluídos os trabalhadores em domicílio, isto é, os que executam em sua residência, mediante remuneração por tarefa, trabalhos parciais ou de acabamento de em materiais fornecidos pelo estabelecimento.

³ Pesquisa Industrial Anual 1988– Unidade Produtiva, Notas Técnicas XI.

⁴ Pesquisa Industrial Anual 1992, Notas Técnicas XII.

⁵ Pesquisa Industrial Anual 1992, Notas Técnicas VII.

Custo da Mão-de-obra – Divide-se em dois componentes: salários e vencimentos, gastos com os encargos trabalhistas.

A primeira componente define-se, para o período de 1949 a 1971, como “os pagamentos efetuados a empregados, sem dedução das cotas de previdência e assistência social. Incluem-se as bonificações, comissões de ajuda de custo, bem como honorários de diretores de sociedades anônimas e outras sociedades de capital e o 13º salário. Estão excluídas as diárias, as gratificações e participações nos lucros e a remuneração atribuída aos proprietários e sócios. Estão excluídas, ainda, a remuneração paga aos trabalhadores em domicílio, as diárias pagas a viajantes e empregados em serviço externo.”⁷ De 1972 em diante foram incluídas as gratificações e participações nos lucros e a remuneração dos proprietários e sócios.⁸

A segunda componente definiu-se como os valores pagos pelo empregador a Previdência e Assistência Social: FGTS; indenizações pagas a empregados por dispensa, auxílio-doença, etc.; contribuições para a previdência privada; outros benefícios concedidos aos empregados (médico, dentista, creche, transporte, alimentação, educação e aperfeiçoamento). Entre os anos de 1972 e 1984 também estão computadas o PIS/PASEP.

Valor da Transformação Industrial – representa o valor que o trabalho industrial realizado no estabelecimento acresce ao valor das matérias-primas, componentes e materiais consumidos na produção.

4. Tratamento das Variáveis

1949

O Censo Industrial de 1949 publica duas aberturas: total das indústrias e indústrias com cinco ou mais operários. Preferiu-se utilizar a última abertura de forma a obter variáveis mais próximas à conceituação utilizada. Ocorre que, nesta abertura, o Censo agregou os seguintes setores: metalúrgico, mecânica, material

⁷ Produção Industrial 1967 e PIA 1977.

⁸ A partir de 1986 o IBGE deixou de publicar as participações no lucro e remunerações aos sócios e proprietários em coluna separada. Escolheu o ano de 1972 para mudar a conceituação, que significou um acréscimo entre 1% e 6% sobre a conceituação anterior.

eletrônico e material de transportes; madeira e mobiliário; química, farmacêutica, perfume, sabões e velas, matérias plásticas; produtos alimentares, bebidas e fumo; borracha, papel e papelão, couro e peles, editorial e gráfica, diversas. Os demais setores, inclusive o total da indústria de transformação, foram publicados desagregadamente. Para recuperar os dados de pessoal ocupado em 31 de dezembro, operários ocupados em 31 de dezembro, média mensal dos operários ocupados, valor da transformação industrial e salários e vencimentos dos grupos, computaram-se os dados para cada um dos setores. A agregação deles seguiu-se a abertura do Censo para estabelecimentos com cinco ou mais operários ocupados. A seguir, calcularam-se as participações dos dados de cada setor dentro do grupo. O percentual encontrado foi usado na estimação dos dados desses setores para cinco ou mais operários ocupados.

A média do pessoal ocupado foi calculada por uma regra de três simples, supondo razão constante do número de operários ocupados e pessoal ocupado em 31 de dezembro ao longo do ano.

Os gastos com previdência e assistência social foram publicados somente para o total da amostra. O percentual dos encargos sobre o total de salários e vencimentos foi aplicado aos salários e vencimentos para as indústrias com cinco ou mais operários ocupados.

1952 a 1958

Para esse período, a média do pessoal ocupado foi calculada supondo que a razão entre os operários e pessoal ocupado fosse constante ao longo do ano. Essa razão foi aplicada à média mensal dos operários ocupados. O valor da transformação industrial foi obtido após a subtração dos custos de serviços contratados e total de despesas de consumo do valor da produção industrial. Como foram divulgados apenas o total de salários e vencimentos pagos, a estimação dos gastos com assistência e previdência social realizou-se da seguinte forma: obteve-se o percentual de encargos sobre os salários e vencimentos para o ano de 1959 e estimou-se o percentual para o ano de 1954 através da média entre o percentual de 1949 e 1959. Para o ano de 1950 utilizou-se o mesmo percentual que 1949, assim como o de 1958 foi idêntico ao de 1959. Os percentuais de 1952 e 1956 foram calculados pelas

médias de 1954 e 1949, e de 1954 e 1959, respectivamente. Finalmente foram calculados os percentuais de 1951 (média de 1952 e 1949), 1953 (média de 1952 e 1954), 1955 (média 1954 de 1956) e 1957 (média de 1956 e 1958). Todos os dados advêm da apuração do Registro Industrial dos respectivos anos.

Durante este período, a divulgação dos dados relativos ao setor química englobavam os setores farmacêuticos, perfume sabões e velas, e materiais plásticos. Portanto, não foi possível levantar dados para esses setores em particular.

1959

Os dados desse ano referem-se aos publicados no Censo Econômico de 1960, para as empresas com cinco ou mais pessoas ocupadas. Desta vez, ao contrário de 1949, o Censo publicou dados para todos os setores. Foi dado mesmo tratamento do período anterior na estimação da média do pessoal ocupado. O cálculo para previdência e assistência social foi realizado pela aplicação do percentual obtido dessa variável sobre os salários e vencimentos do total da amostra. Tal percentual foi aplicado a salário e vencimentos para as indústrias com cinco ou mais pessoas ocupadas. O valor da produção industrial passou a ser publicado em coluna distinta.

1961

Os dados desse ano referem-se aos publicados pelo Inquérito Econômico. A média do pessoal ocupado foi obtida da seguinte forma: como os dois únicos dados disponíveis são média mensal dos operários ocupados e operários ocupados em 31 de dezembro, calcularam-se a participação entre o pessoal ocupado e operários ocupados em 31 de dezembro para os anos de 1957, 1958, 1959, 1962, 1963 e 1964. Para alguns setores esta relação mostrou-se estável. Portanto, optou-se por estimar a média do pessoal utilizando o coeficiente obtido entre a média das participações de 1959 e 1962. Os setores são: total da indústria de transformação, minerais não metálicos, metalúrgica, mecânica, material elétrico e de comunicação, material de transporte, madeira, mobiliário, papel e papelão, couro e peles, têxtil, vestuário e calçados, diversas. Os demais setores apresentaram uma relação mais estável quando comparados à participação da média do pessoal ocupado no total da indústria de

transformação. Fez-se a média da participação média do pessoal ocupado de 1959 e 1962. Este percentual foi aplicado ao valor obtido para o total de pessoas ocupadas em 1961. O cálculo do percentual dos encargos sociais sobre salários e vencimentos será explicado mais adiante.

1962 e 1963

Para o ano de 1962 foi aplicado mesmo procedimento para estimar a média do pessoal ocupado de 1952 a 1958. Em 1963, a média mensal dos operários não foi publicada, o que inviabilizou a estimativa de acordo com 1962. Para tanto, calculou-se o coeficiente de ajuste a partir da razão entre pessoal ocupado em dezembro em 1962 e média do pessoal ocupado em 1962. Aplicou-se este coeficiente aos dados de pessoal ocupado em 31 de dezembro de 1963. Os gastos com previdência e assistência social não foram publicados nesses anos e a partir dessas datas, aparecem publicações para os setores de perfumes sabões e velas e matérias plásticas. Posteriormente, será explicado o cálculo realizado para o percentual entre encargos e salários.

1964 e 1965

Nesses anos, os dados de pessoal ocupado foram divulgados mês a mês, possibilitando o cálculo da média anual. Quanto aos gastos com encargos para o período de 1960 a 1965, os percentuais dos encargos sobre salários foram obtidos da seguinte maneira: os percentuais de 1959 e 1966 eram dados; para o ano de 1965 somou-se 1% sobre o percentual de 1966, como mostra a quadro I; para 1964, subtraiu-se 2%, pela mesma razão anterior; o percentual de 1963 foi 6% inferior ao percentual de 1964 devido à alíquota referente ao salário família; para 1962, o percentual foi obtido pela média entre os percentuais de 1959 e 1963; e, para 1961, o percentual foi representado pela média de 1962 e 1959.

1966 a 1969

Nesse período em que o IBGE assume a responsabilidade pela divulgação dos dados, é possível obter informações sobre os gastos de previdência e assistência social. Não há uma coluna discriminando a média do pessoal ocupado, mas são fornecidos dados mensais para cada um dos setores. O cálculo da média ficou a cargo do autor, que corrigiu algumas informações baseadas em erratas posteriormente publicadas. Algumas tabelas do Anuário Estatístico sobre esses anos não apresentam tal correção, o que comprometeria sua consulta para levantar os dados.

1970 e 1971

O Censo de 1970 apresenta publicações dos dados para empresas com cinco ou mais pessoas. Como em 1969 os dados disponíveis referiam-se apenas a empresas cujo valor de produção representava 90% do estabelecimentos, foram utilizados dados publicados pela Séries Estatísticas Retrospectivas de 1977. O próprio IBGE afirma que “os dados apresentados correspondem a estimativas que representam cerca de 90% da produção industrial brasileira”,⁹ compatível com os anos anteriores. O mesmo ocorre com o ano de 1971, quando não foram publicados dados sobre o valor da transformação. Para 1970 a correção foi feita mediante comparação entre os dados de valor de produção e valor de transformação retirados do Censo. Para 1971, estimou-se a razão valor da produção e valor da transformação pela média dessa razão entre 1970 e 1972. Os encargos de 1970 foram obtidos pelo coeficiente entre salários e encargos do Censo e sua aplicação ao salário da Série Estatísticas Retrospectivas. O coeficiente de 1971 é o valor o coeficiente de 1970, adicionado de 2,2% da alíquota do FUNRURAL.

1972 e 1973

Os dados não publicados referem-se aos gastos com encargos sociais. Como em anos anteriores, estimaram-se os coeficientes da razão encargos e salários. Para

⁹ Séries Estatísticas Retrospectivas 1977, página 156, nota da tabela.

1973, forma utilizados os coeficientes de 1974. Para 1972, calculou-se a média entre os coeficientes de 1971 e 1974.

1974 a 1980

Nenhum ajuste nos dados foram necessários para esse período. Para os anos censitários (1975 e 1980), utilizou-se como amostra o conjunto dos estabelecimentos com cinco ou mais empregados ocupados e/ou com valor da produção industrial superior a 640 vezes o maior salário-mínimo vigente.

1981 a 1984

Como só foram publicados dados de pessoal ocupado em 31 de dezembro, corrigiu-se a média pelos índices de pessoal ocupado ligado à produção publicados mensalmente pelo Pesquisa Industrial Mensal - Dados Gerais. Calculou-se o índice médio anual e, por uma regra de três entre o índice médio, o índice de dezembro e pessoal ocupado em dezembro, obteve-se ma estimativa da média do pessoal ocupado. Mas nem todos os setores possuíam tais índices como madeira, mobiliário, couro e peles, editorial e gráfica, diversas. Para estes setores, foram calculadas suas participações sobre o total da indústria de transformação em 31 dezembro. Os percentuais sobre a média do pessoal ocupado foram aplicadas nos respectivos anos. O valor da transformação e custo do trabalho não sofreram ajustes.

1985

Os dados provêm do Censo Econômico para o total de estabelecimentos acima do corte, que corresponde as empresas com receita bruta superior a Cr\$ 245.000.000,00 e divididas em dois grupos: modalidades produtivas e de apoio direto à produção. Foi realizada correção para os encargos sociais, que englobam a tanto as modalidades produtivas como as modalidades de apoio indireto à produção. O cálculo do coeficiente entre a participação dos encargos sobre os salários no agregado fornece o percentual usado sobre os salários da modalidade produtiva para a obtenção dos encargos da modalidade produtiva.

1988 a 1990

Os dados de pessoal ocupado referiam-se apenas a 31 de dezembro. O IBGE possui dados de pessoal ocupado médio anual e em 31 de dezembro, recuperados pela metodologia aplicada a partir de 1992. Para a correção dos dados, utilizou-se uma regra de três simples. Os salários estavam agregados na coluna salários e demais remunerações. Para obter os encargos foram calculados os salários da Unidade Produtiva de Expedição pelo mesmo método da Unidade Produtiva; depois, computaram-se os encargos sociais das Unidades Produtivas de Expedição e calculou-se a participação dos encargos sobre os salários da Unidades Produtivas de Expedição; por último, aplicou-se o percentual sobre os salários estimados para a Unidade Produtiva.

1950, 1951 e 1960.

Para estes anos não existem dados publicados, nem índices ou “proxies” que poderiam ser utilizadas para recuperar tais dados. Preferiu-se preencher estes anos através do uso de interpolações exponenciais, tomando os dados reais como base.

1986 e 1987.

O preenchimento de dados destes anos cumpriu o seguinte roteiro: calcularam-se os índices médios de pessoal ocupado na produção, valor da folha de pagamento real e valor da produção industrial real para os anos de 1985, 1986, 1987 e 1988, todos publicados pelo Pesquisa Industrial Mensal - Dados Gerais, e, no caso dos índices de folha de pagamento e valor da produção, deflacionados pelo IPA-OG dos respectivos setores; aplicaram-se os índices na projeção dos valores das variáveis deflacionadas do estudo,¹⁰ tendo como base o ano de 1985. O mesmo procedimento foi repetido tendo com base o ano de 1988. Em alguns setores, as projeções acabavam superestimando o valor verdadeiro de 1988, e por outro lado, os dados

retroagidos subestimavam os verdadeiros valores de 1985. Optou-se pelo cálculo da média entre as projeções feitas para frente e para trás. A opção decorreu da repetição do experimento entre os anos de 1981 e 1984 que mostrou grau de aproximação muito elevado para quase a totalidade dos setores.

1991

Foi feito mesmo procedimento de recuperação que os anos de 1986 e 1987, com base em 1990 para a projeção para frente ,e em 1992 para a projeção para trás.

1992 e 1995

A Pesquisa Industrial para estes anos sofreu uma reformulação, como já explicado. O IBGE divulgou dados para 1988, 1989 1990 compatíveis com a revisão ocorrida em 1992. Então, comparou os dados divulgados entre as duas metodologias para os anos de 1988 a 1990. Os coeficientes médios de ajuste foram obtidos do cálculo das médias simples entre as razões das variáveis para cada ano. Aplicou-se cada coeficiente encontrado para os ajustes dos dados de 1992 a 1995. Depois, calcularam-se os encargos sociais pela aplicação da razão encargos sobre salários, obtidos também das Pesquisas Anuais. Não foi realizada nenhuma correção para o valor da transformação industrial, pois houve coincidência da variável em ambas metodologias.

¹⁰ Para projetar a média mensal de pessoas ocupadas utilizou o índice de pessoal ocupado, para a projeção do custo da mão-de-obra, usou-se o índice de folha de pagamento real, e para valor da transformação industrial , o índice real do valor da produção.

5. Deflatores

Na tabela abaixo seguem os deflatores utilizados para cada um dos setores industriais.

TABELA A.4: DEFLATORES

| INDUSTRIA | 1949-1969 | 1970-1995 |
|-------------------------------------|--|--|
| Indústria de Transformação | IPA-OG Produtos Industriais Total | IPA-OG Indústria de Transformação |
| Minerais Não-metálicos | IPA-DI Materiais de Construção | IPA-OG Minerais não Metálicos |
| Metalúrgica | IPA-OG Materiais e Produtos Metalúrgicos | IPA-OG Produtos Metalúrgicos |
| Mecânica | IPA-OG Produtos Industriais Total | IPA-OG Mecânica |
| Material Elétrico e de Comunicações | IPA-OG Materiais e Produtos Metalúrgicos | IPA-OG Material Elétrico e de Comunicações |
| Material de Transporte | IPA-OG Materiais e Produtos Metalúrgicos | IPA-OG Material de Transporte |
| Madeira | IPA-DI Matérias-primas | IPA-OG Madeira |
| Mobiliário | IPA-DI Matérias-primas | IPA-OG Mobiliário |
| Papel e Papelão | IPA-OG Produtos Industriais Total | IPA-OG Papel e Papelão |
| Borracha | IPA-OG Produtos Industriais Total | IPA-OG Borracha |
| Couro e Peles e Produtos Similares | IPA-OG Couro e Peles | IPA-OG Couro e Peles |
| Têxtil | IPA-OG Tecidos Vestuários e Calçados | IPA-OG Tecidos Vestuários e Calçados |
| Vestuário e Calçados | IPA-OG Tecidos Vestuários e Calçados | IPA-OG Tecidos Vestuários e Calçados |
| Produtos Alimentares | IPA-DI Gêneros Alimentícios | IPA-OG Produtos Alimentares |
| Bebidas | IPA-DI Gêneros Alimentícios | IPA-OG Bebidas |
| Fumo | IPA-DI Gêneros Alimentícios | IPA-OG Fumo |
| Editorial e Gráfica | IPA-OG Produtos Industriais Total | IPA-OG Indústria de Transformação |
| Diversas | IPA-OG Produtos Industriais Total | IPA-OG Indústria de Transformação |