

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PIMES/PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

MARIA DE FÁTIMA SALES DE SOUZA CAMPOS

**ABERTURA COMERCIAL, COMÉRCIO INTRA-INDÚSTRIA
E DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS NA INDÚSTRIA DE
TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA**

RECIFE
2004

MARIA DE FÁTIMA SALES DE SOUZA CAMPOS

**ABERTURA COMERCIAL, COMÉRCIO INTRA-INDÚSTRIA
E DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS NA INDÚSTRIA DE
TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – PIMES, da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito à obtenção do título de Doutor em Economia. Área de Concentração: Economia Internacional.

Orientador: Prof. Dr. Álvaro Barrantes Hidalgo

RECIFE
2004

C198a Campos, Maria de Fátima Sales de Souza.

Abertura comercial, comércio intra-indústria e desigualdade de rendimentos na indústria de transformação brasileira / Maria de Fátima Sales de Souza Campos. – Recife, 2004.

167f. + tab.

Orientador : Álvaro Barrantes Hidalgo.

Tese (Doutorado em Economia Internacional) – Universidade Federal de Pernambuco, 2004.

Bibliografia: f. 128-135.

1. Comércio exterior – Teses. 2. Brasil – Comércio exterior – Teses. I. 3. Indústria da transformação – Teses. 4. Trabalho qualificado – Comércio exterior – Teses. I. Hidalgo, Álvaro Barrantes. II. Universidade Federal de Pernambuco. III. Título.

CDU 339

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PIMES/ PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE TESE DO
DOUTORADO EM ECONOMIA DE

MARIA DE FÁTIMA SALES DE SOUZA CAMPOS

A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob a presidência do primeiro, considera ao candidata Maria de Fátima Sales de Souza Campos **APROVADA**.

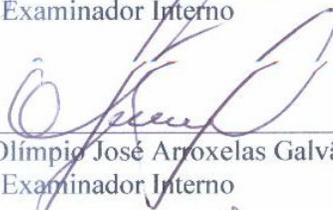
Recife, ____ / ____ / ____



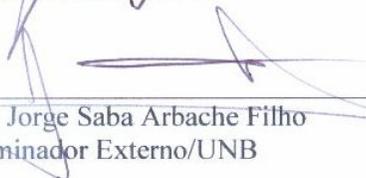
Prof. Dr. Alvaro Barrantes Hidalgo
Orientador



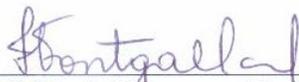
Prof. Dr. Ricardo Chaves Lima
Examinador Interno



Prof. Dr. Olímpio José Aroxelas Galvão
Examinador Interno



Prof. Dr. Jorge Saba Arbache Filho
Examinador Externo/UNB



Prof. Dr. Isabel Jausanne Fontgalland
Examinador Externo/UFPB

“Não posso esquecer minha mãe. Embora não fosse tão forte como outras pessoas, ela era minha ponte. Quando eu precisava atravessar uma situação, ela se firmava por tempo suficiente para que eu pudesse cruzar em segurança”.

Renita Weems

Dedico esta tese aos meus amores: Vitor, meu esposo, Lucas (13), Thaís (6) e Laura (2) meus filhos, pelo amor e compreensão.

AGRADECIMENTOS

Inicialmente quero expressar meus agradecimentos ao Doutor Jorge Jatobá e à Doutora Márcia Regina Gabardo da Câmara pela confiança que depositaram em mim quando da minha indicação ao doutorado. Sou grata ao Departamento de Economia da Universidade Estadual de Londrina pela concessão da licença para capacitação e à CAPES pela bolsa de estudos do Programa Institucional de Capacitação Docente e Técnica (PICDT).

À minha família, em especial aos meus filhos, que permaneceram carinhosos e dedicados, mesmo quando não pude dar a eles a atenção que mereciam. Nestes quatro anos ficaram se férias e sem minha companhia em muitos finais de semana, mas estiveram sempre presentes em meus pensamentos, enquanto eu estudava.

À Milena, Maria do Carmo e Vilma, que cuidaram, divertiram e deram carinho aos meus filhos, o que contribuiu, em muito, para que eu pudesse me dedicar aos estudos.

À Leatrice Fernandes, minha amiga, pela virtude de saber me ouvir, criticar e me ajudar a conciliar as tarefas de mãe, esposa e profissional.

Aos amigos e vizinhos Creuza, João, Francisca, Ivone e Graça pelo incentivo e conforto que sempre recebi.

A todos os meus amigos do PIMES, em especial à Regina Carvalho, Beatriz Mesquita, Luís Henrique Romani Campos, José Carlos de Lacerda Leite e Roberta Rocha que dividiram

comigo as emoções, nem sempre boas, do doutorado e me deram forças para que eu suportasse o desgaste comum do final de tese.

Às secretarias do PIMES/UFPE Patrícia Alves e Adriana e aos técnicos da Pró-Reitoria de Pós-Graduação da Universidade Estadual de Londrina Márcia Ricci e Antônio Bezerra, pela ação, sempre responsável, com a minha documentação e pela presteza no atendimento às minhas solicitações referentes ao doutorado.

Em especial, agradeço ao professor e orientador Álvaro Barrantes Hidalgo pela orientação segura; ao professor Olímpio de Arrouxelas Galvão pela amizade e comentários; aos professores avaliadores do projeto de tese pelas sugestões; e aos professores Jorge Saba Arbache e André Nassif pelo envio de material bibliográfico que contribuíram, sobremaneira, para a realização desta tese. Também sou absolutamente grata ao meu amigo e professor Davi Freitas que empreendeu comigo a tarefa de esmiuçar o modelo teórico.

Finalmente, agradeço aos analistas do IBGE Marcelo Melo e Luís Carlos Fernandes Pinto pelo auxílio na obtenção dos dados da PIA e a Antônio Pessoa pela compilação dos dados da base AliceWeb.

RESUMO

Esta tese investiga os impactos da abertura comercial e do comércio intra-indústria sobre as desigualdades salariais entre trabalhadores qualificados e não qualificados na indústria de transformação brasileira no período pós-abertura comercial. Com esta finalidade, discute-se os efeitos da abertura comercial sobre as desigualdades de rendimentos, a partir das evidências empíricas internacionais e nacionais. Examinam-se, também, os efeitos da liberalização comercial e da tecnologia sobre a evolução da produtividade, emprego, salário e fluxos comerciais na indústria brasileira. Apresenta-se no marco teórico, que tem como fundamentos a teoria da concorrência monopolística e a teoria do comércio intra-indústria, um modelo de comércio que estabelece conexões diretas entre abertura comercial, comércio intra-indústria e desigualdades salariais. São examinados 22 gêneros da indústria de transformação brasileira no período 1990-2001, ao nível de dois e três dígitos da Classificação Nacional de Atividades Industriais. Utilizam-se dados da Pesquisa Industrial Anual e informações de comércio exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. As principais conclusões da tese são: i) no período pós-abertura comercial houve uma ampliação da competitividade da indústria brasileira, com impactos positivos sobre a estrutura das exportações, que se tornaram cada vez mais intensivas em produtos de alta tecnologia; ii) o índice de comércio intra-indústria de Grubel-Lloyd (agregado), para o total dos 22 setores da indústria de transformação analisados, apresentou uma tendência crescente ao longo do período de análise, passando de 48,6% em 1990 para 78,3% em 2001, impulsionado pela abertura comercial e pela integração econômica, entre outros fatores; iii) a análise em nível setorial mostrou que doze dentre as vinte e duas indústrias analisadas apresentam fluxos comerciais que se caracterizam pelo comércio intra-industrial, com predominância de indústrias onde é marcante a diferenciação de produto e/ou economias de escala, em conformidade com a teoria do comércio, e iv) na estimação empírica mostra-se que a ampliação das desigualdades de renda entre trabalhadores qualificados e não qualificados foi influenciada pela intensificação do comércio intra-indústria corroborando as predições do modelo teórico utilizado, fundamentado na teoria da concorrência monopolística e na teoria do comércio intra-indústria. As evidências empíricas concernentes aos efeitos da liberalização comercial sobre as desigualdades de rendimentos encontradas nesta tese sugerem que a separação do comércio intra-indústria do comércio interindústria é fundamental para o melhor entendimento dos efeitos do comércio internacional sobre os rendimentos relativos dos trabalhadores qualificados na indústria de transformação brasileira.

ABSTRACT

This thesis studies the impacts of trade openness and intra-industry trade on wage inequalities among skilled and unskilled workers in the Brazilian manufacturing industry in the post-openness trade period. Aiming at that, the effects of the trade openness on the income inequalities are discussed, considering international and national empirical evidences. The impacts of trade liberalization and technology on the productivity, employment, wage and trade flow evolution in the Brazilian industry are also examined. A trade model establishing straight relations among trade openness, intra-industry trade, and wage inequalities is presented as theoretical foundation, based on the theories of monopolistic competition and intra-industry trade. Twenty two kinds of the Brazilian manufacturing industry during the period 1990-2001 are examined, on the level of two and three digits of the “Classificação Nacional de Atividades Industriais” (National Classification of Industrial Activities). Data from the “Pesquisa Industrial Anual” (Yearly Industrial Research) and information on foreign trade from the “Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior” (Ministry for Development, Industry and Trade) have been used. The main conclusions of this thesis are: i) in the post-openness trade period an enlargement of the Brazilian industry competitiveness happened, impacting positively the exportations structure, which became more and more intensive regarding high technology products; ii) for the total of the 22 sectors of manufacturing industries analyzed, the Grubel-Lloyds’ global index for intra-industry trade presented a growing trend along the period under analysis: from 48,6%, in 1990, to 78,3%, in 2001, stimulated by the trade openness and economical integration, among other reasons; iii) in a sectorial level, the analysis pointed out that twelve out of twenty-two industries under analysis present trade flows characterized by the intra-industry trade, with a prevalence of industries in which the product differentiation and/or economies of scales are remarkable, in conformity with the trade theory; and iv) in the empirical estimation, it is showed that the increase in income inequalities among skilled and unskilled workers was affected by the intra-industry trade confirming the predictions of the theoretical model used, founded on the theory of intra-industry trade and monopolistic competition. The empirical evidences in respect to the effects of trade liberalization on the income inequalities as presented in this thesis suggest that separating the intra-industry trade from the inter-industry trade is fundamental for a better understanding of the effects of the international trade on the relative income of the skilled workers in the Brazilian manufacturing industry.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

Associação Nacional de Pesquisa e Desenvolvimento das Empresas Industriais (ANPEI)
Banco Central do Brasil (BACEN)
Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES)
Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ)
Classificação Nacional de Atividades Industriais (CNAE)
Emprego relativo de trabalho qualificado (*ER*)
Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX)
Heckscher-Ohlin (HO)
Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS)
Índice de Comércio Intra-Indústria Agregado (CII)
Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)
Instituto Nacional de Propriedade Industrial (INPI)
Investimento médio (*INVMD*)
Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (FGLS)
Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)
Ministério da Ciência e Tecnologia (MCT)
Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC)
Newly Industrialized Countries (NICs)
Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM)
Pesquisa Industrial – Tecnologia (PIM-TEC)
Pesquisa Industrial Anual (PIA).
Pesquisa Industrial Mensal (PIM)
Pesquisa Mensal de Emprego (PME)
Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios (PNAD)
Produtividade do trabalho (PROD)
Produto Interno Bruto PIB
Regiões Metropolitanas (RMs)
Relação Anual de Informações Sociais (RAIS)
Salário médio dos trabalhadores não qualificados (w_L)
Salário médio dos trabalhadores qualificados (w_H)
Salário relativo dos trabalhadores qualificados (ω)
Secretaria de Comércio Exterior (SECEX)
Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE)
Sistema Internacional de Classificação (SIC)
Skill-Biased Technical Change (SBTC)
Stolper e Samuelson (SS)
Tarifa Externa Comum (TEC)

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 – Brasil: Evolução da Produção (Quantum) e do Pessoal Ocupado na Produção da Indústria Geral – Índice Dessazonalizado (média de 1991=100), 1990-2001	28
Gráfico 2 – Produtividade na Indústria de Transformação – índice (média de 1991=100) – média móvel de 12 meses, 1990-2002	31
Gráfico 3 – Rendimento Médio Real do Trabalho Principal na Indústria de Transformação nas RMs Brasileiras – Índice dessazonalizado (média 1991=100), 1991-2002	34
Gráfico 4 – Brasil: Concessão de patentes pelo Instituto Nacional de Propriedade Industrial (INPI), segundo origem do depositante, 1995-2002	38
Gráfico 5 – Brasil: Remessas ao exterior por contratos de transferência de tecnologia e correlatos (em US\$ mil), 1990-2002.....	39
Gráfico 6 – Valor (FOB) das Exportações por fator Agregado (em US\$ milhões), 1990/2002	41
Gráfico 7 – Valor dessazonalizado (FOB) das importações por categoria de uso (em US\$ milhões), 1990/2002.....	49
Figura 1 – Curvas de Custo com segmentos de Rendimentos Crescentes à Escala	64
Figura 2 – Equilíbrio em Autarquia.....	69
Figura 3 – Efeitos do Comércio Intra-Indústria.....	71

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Brasil: População ocupada por nível de instrução, em percentual, 1992-2001	36
Tabela 2 – Participação (em %) do Valor das Exportações (FOB) para os gêneros da Indústria de Transformação Brasileira - 1990/2001	44
Tabela 3 – Comércio exterior brasileiro de produtos de alta tecnologia – em US\$ milhões, 1990-2001 ¹	47
Tabela 4 – Participação (em %) do valor das importações (FOB) para os gêneros da indústria de transformação brasileira - 1990/2001	51
Tabela 5 – Relação dos Setores e Sub-setores da Indústria de Transformação Analisados	79
Tabela 6 – Evolução da produtividade média industrial real (em R\$ 1.000,00) – total da indústria de transformação brasileira e setores selecionados, 1990/2001	85
Tabela 7 – Produtividade média real (em R\$ 1.000,00) por gêneros da indústria de transformação brasileira – taxa de crescimento anual média (em %) e estatísticas	87
Tabela 8 – Evolução do emprego relativo para gêneros da indústria de transformação brasileira, 1990-2001.....	88
Tabela 9 – Evolução do salário relativo para gêneros da indústria de transformação brasileira, 1990-2001	89
Tabela 10 – Evolução do investimento médio real (em R\$ 1.000,00) por gêneros da indústria de transformação brasileira – 1990/2001	91
Tabela 11 – Evolução do índice de Grubel-Lloyd de comércio intra-indústria para gêneros da indústria de transformação brasileira, 1990/2001	93
Tabela 12 – Resultados da estimação de efeitos aleatórios através do método de FGLS com correção de autocorrelação e heterocedasticidade para 22 setores da indústria de transformação brasileira no período 1992-1996 ^a	112

Tabela A1 – Número de empresas da amostra da PIA – total da indústria de transformação e dos gêneros selecionados (em número absoluto) – 1990/2001	159
Tabela A2 – Participação do gênero no número total dos gêneros selecionados (em percentual), 1990/2001	160
Tabela A3 – Compatibilização do Código Nacional de Atividade Econômica (CNAE) com os Capítulos da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM)	161
Tabela A4 – Participação percentual do emprego setorial no emprego total da indústria de transformação brasileira, 1990/2001	162
Tabela A5 – Número de empregados por empresa (em números absolutos) – total da indústria de transformação brasileira e de gêneros selecionados, 1990/2001	163
Tabela A6 – Brasil: participação percentual do emprego qualificado no emprego total do setor, 1990/2001	164
Tabela A7 – Participação percentual do valor bruto da produção do gênero em relação ao valor bruto da produção da indústria de transformação brasileira, 1990/2001 ..	165
Tabela A8 – Evolução do valor bruto da produção industrial na indústria de transformação brasileira – índice 1990 = 100, 1992-2001	166
Tabela A9 – Participação percentual das exportações setoriais no total das exportações da indústria de transformação brasileira, 1990/2001	167

SUMÁRIO

Introdução	1
2 Abertura, Comércio Internacional e Desigualdades de Renda e Salários: Revisão da Literatura	7
2.1 Introdução.....	7
2.2 Evidência Internacional.....	8
2.2 Evidências para a Economia Brasileira.....	16
2.4 Conclusões.....	24
3 Abertura comercial, Tecnologia e Impactos sobre o Mercado de Trabalho Industrial brasileiro - 1990-2002	26
3.1 Introdução.....	26
3.2 Evolução da Produção, Produtividade, Emprego e Salários na Indústria Brasileira no Período 1990-2002	27
3.3 Mudanças na Estrutura do Comércio Exterior da Indústria de Transformação Brasileira após a Abertura Comercial	40
3.4 Conclusões.....	52
4 Comércio e Salários: Modelo Teórico	55
4.1 Introdução.....	55
4.2 Modelo Teórico	57
4.2.1 Dotação de Fatores	58
4.2.2 A Função Utilidade	60
4.2.3 Função de Produção e Funções Custo.....	62
4.2.4 Equilíbrio em uma Economia Fechada	65
4.2.5 Os Efeitos do Comércio Intra-Indústria	70
4.3 Conclusões.....	73
5 Definição das Variáveis e Descrição dos Dados Utilizados.....	75
5.1 Introdução.....	75

5.2 Dados utilizados.....	76
5.2.1 Descrição dos Dados	82
5.3 Conclusões.....	95
6 Procedimentos Metodológicos e Resultados Obtidos.....	97
6.1 Introdução.....	97
6.2 Modelo Econométrico.....	100
6.2.1 Modelo de Efeitos Fixos.....	102
6.2.2 Modelo de Efeitos Aleatórios	103
6.3 Modelo Empírico	105
6.4 Análise dos Resultados Obtidos	110
6.4.1 Análise para o subperíodo 1992-1996.....	111
6.4.2 Análise para o subperíodo 1997-2001.....	114
6.4 Comparações com outros trabalhos	117
6.5 Conclusões.....	118
7 Considerações Finais.....	121
8 Referências Bibliográficas	127
APÊNDICE A.....	136
A.1 Demonstração da oferta de trabalho não qualificado e da oferta de trabalho qualificado	136
A.2 Demonstração do cálculo da elasticidade preço da demanda total pelo bem j	139
APÊNDICE B.....	144
B.1 O Preço e a Condição de Equilíbrio no Mercado de Fatores (curva PP)	144
B.1.1 Demonstração que $e(\omega, x)$ é decrescente em ω , isto é: $e_{\omega} < 0$	147
B.2 Derivação da curva FF.....	156
APÊNDICE C.....	158

CAPÍTULO 1

INTRODUÇÃO

No período recente tem crescido o interesse dos analistas pelas implicações da liberalização comercial sobre o emprego, preço dos fatores e distribuição de renda. Parte desse interesse deve-se à ampliação das desigualdades de rendimento entre os trabalhadores qualificados e não qualificados, não apenas em países desenvolvidos, mas também, em economias em desenvolvimento.

Os estudos realizados para economias desenvolvidas indicam que os determinantes dessas desigualdades podem estar associados às variáveis ligadas ao comércio internacional, às características da oferta e demanda no mercado de trabalho, bem como à adoção de tecnologia com viés para o trabalho qualificado¹.

¹ Veja-se, por exemplo, Bernard e Jensen (1997) e Hansson (1996).

Os argumentos largamente utilizados na literatura internacional são:

a) inovação defensiva: com a abertura, a competição internacional e o progresso técnico ampliaram-se, propiciando uma maior especialização da produção, com crescimento do emprego nas indústrias intensivas em trabalho qualificado e redução nas que utilizam mão-de-obra não qualificada. Neste caso, a ampliação da participação do trabalho qualificado intra-indústria ocorre devido à mudança de atividades que requisitam trabalho não qualificado para aquelas intensivas em trabalho qualificado e/ou via incorporação de métodos gerenciais com o intuito de aumentar a produtividade e a competitividade (inovação defensiva) (Wood, 1994, 1995);

b) mudança técnica com viés para o trabalho qualificado (SBTC, de *skill-biased technical change*): é uma mudança exógena na função de produção que altera a demanda relativa por trabalho qualificado ao nível corrente de salários. Desta forma, a SBTC aumenta diretamente a proporção do trabalho qualificado frente a uma expansão na produção (Berman, Bound e Machin, 1998).

c) complementaridade entre capital físico e trabalho qualificado: a transferência de tecnologia por parte dos países desenvolvidos tem favorecido os trabalhadores qualificados nos países em desenvolvimento, uma vez que a tecnologia adotada geralmente é poupadora de trabalho não qualificado. Devido à complementaridade entre capital e trabalho qualificado, a demanda relativa e o salário relativo dos trabalhadores qualificados aumentam, ampliando as desigualdades de rendimentos (Wood, 1994; Pavcnik, 2000).

Em países em desenvolvimento, as pesquisas revelaram que, durante a década de 80, países como Chile, México, Costa Rica e Uruguai experimentaram uma ampliação das desigualdades em favor dos trabalhadores qualificados, acompanhada por um crescimento na

demanda por este fator (Hanson e Harrison, 1995; Robbins, 1996 e Beyer, Rojas e Vergara; 1999, *inter alia*).

No caso brasileiro, a relação entre abertura comercial, comércio e desigualdades salariais ainda é pouco explorada. Em geral, os estudos utilizam modelos de comércio tradicionais, tais como o Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS) e abordagens alternativas baseadas na teoria do capital humano, muitas vezes com resultados conflitantes. Poucos são os estudos que apresentam inovações em termos de metodologia (Arbache e Corseuil, 2001; Barros et al., 2001; Carneiro e Arbache, 2002; Menezes-Filho e Arbache, 2002).

Arbache (2001); Menezes-Filho e Rodrigues Júnior (2001) e Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002), entre outros, observaram que na década de 90 houve uma ampliação das desigualdades de rendimentos em favor dos trabalhadores qualificados, resultado contrário ao preconizado pelo modelo Heckscher-Ohlin (HO). Apontam que um dos motivos foi o crescimento da demanda por trabalho qualificado. Contudo, o assunto permanece controverso, pois os trabalhos de Machado (1997), Ferreira e Machado (2001) e Sacconato e Menezes-Filho (2001) encontraram evidências que dão suporte às predições de HOS.

Cabe ressaltar que a maioria das pesquisas que procurou relacionar abertura comercial e desigualdades de rendimentos no Brasil não utilizou variáveis ligadas ao comércio, restringindo-se a análises com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios (PNAD), o que pode ter contribuído para que os efeitos da abertura sobre emprego e salários fossem subestimados.

Uma relação pouco explorada na literatura internacional, e ainda inédita no Brasil, diz respeito aos efeitos do comércio intra-indústria sobre as desigualdades salariais. De acordo com Johnson (1997), no período 1980-1994, fatores baseados na demanda, tais como uma

crescente abertura ao comércio internacional, são os principais responsáveis pelo aumento nas desigualdades de renda-salário, existindo uma forte correlação entre índice de Grubel-Lloyd de comércio intra-indústria e salários relativos de trabalhadores administrativos (qualificados).

Lovely e Richardson (2000) ao investigar a relação entre comércio internacional, salários e prêmio pela qualificação de trabalhadores americanos entre 1981 e 1992 constataram que trabalhadores americanos qualificados (educados) parecem ter recebido prêmios maiores por suas qualificações nas indústrias e nos anos em que o comércio intra-indústria com os novos países industrializados² foi maior, ocorrendo o inverso para trabalhadores com baixa qualificação.

Para Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001), as evidências empíricas encontradas, apesar de preliminares, dão suporte à hipótese de correlação positiva entre comércio intra-indústria e aumento nas desigualdades de renda e salário.

No caso brasileiro, o trabalho de Hidalgo (1993a) comprova a existência de correlação positiva entre comércio intra-indústria e salários reais, servindo como ponto de partida para a pesquisa em questão.

Com base no exposto, esta pesquisa buscará estabelecer relações entre abertura, crescimento do comércio intra-industrial e mudanças na estrutura de emprego e salários no Brasil. Procura-se resposta para a seguinte questão: em que medida a abertura comercial e o comércio intra-indústria afetaram a desigualdade de rendimentos na indústria de transformação brasileira?

² NICs, de *newly industrialized-country*.

Parte-se do pressuposto que essas transformações podem estar relacionadas ao crescimento do comércio intra-industrial, uma vez que houve um crescimento significativo desse tipo de comércio nas últimas décadas, notadamente no caso de produtos manufaturados (Hidalgo, 1993a; Lerda, 1988; Oliveira, 1986; Vasconcelos, 2001 e 2003).

Uma hipótese a ser testada é sobre a relação entre abertura, comércio intra-indústria e salários relativos. Pressupõe-se que em um ambiente de concorrência imperfeita e rendimentos crescentes à escala, a abertura comercial e a integração econômica promovam a intensificação do comércio intra-indústria que, na presença de viés para o trabalho qualificado, estimulará a demanda por mão-de-obra qualificada, em detrimento do trabalho não qualificado, aumentando o salário relativo do trabalhador qualificado.

Tendo em vista que o nível de qualificação do trabalhador não é diretamente mensurável, a literatura especializada costuma utilizar duas *proxies* para qualificação: i) o nível de escolaridade formal do trabalhador, sendo considerado qualificado aquele indivíduo que possui quinze ou mais anos de estudo e não qualificado os indivíduos que possuem menos de quinze anos de estudo; e ii) a posição do trabalhador na firma, onde são considerados qualificados os trabalhadores que exercem funções na área administrativa e como não qualificados os trabalhadores diretamente ligados à produção. Neste estudo, a variável utilizada para qualificação será a posição do trabalhador na firma, uma vez que é esta a informação disponível na Pesquisa Industrial Anual (PIA).

Com base no exposto, esta pesquisa tem como objetivo geral investigar os efeitos da abertura comercial, da tecnologia e do comércio intra-indústria sobre as desigualdades salariais na manufatura brasileira.

A tese encontra-se dividida em seis capítulos, além desta introdução. No capítulo seguinte, faz-se uma resenha da literatura que relaciona abertura, comércio internacional e preço dos fatores, mostrando os testes empíricos realizados em nível nacional e internacional. No capítulo três faz-se uma análise dos impactos da abertura comercial e da mudança tecnológica sobre o mercado de trabalho industrial brasileiro, com ênfase na indústria de transformação. No capítulo quatro apresenta-se o modelo teórico de comércio intra-industrial, que examina a relação entre a intensificação do comércio intra-indústria e as desigualdades salariais. O capítulo cinco é dedicado à definição das variáveis e à descrição dos dados utilizados na tese. Os procedimentos empíricos e resultados obtidos encontram-se no capítulo seis. Por último, reúnem-se as considerações finais.

CAPÍTULO 2

ABERTURA, COMÉRCIO INTERNACIONAL E DESIGUALDADES DE RENDA E SALÁRIOS: REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Introdução

No capítulo anterior introduziu-se a questão das desigualdades de rendimentos entre trabalhadores qualificados e não qualificados, enfatizando-se a necessidade de buscar o entendimento desse processo para o caso da indústria de transformação brasileira.

Neste capítulo, faz-se uma revisão da literatura empírica que trata das repercussões da abertura comercial e do comércio internacional sobre as desigualdades de renda e salário. Na seção seguinte são apresentadas as evidências empíricas internacionais, tanto para as economias desenvolvidas quanto para as economias em desenvolvimento. Na seção 2.3 discute-se as evidências nacionais, com ênfase para os trabalhos diretamente relacionados à questão das desigualdades de rendimentos. A última seção traz uma síntese dos resultados.

2.2 Evidência Internacional

O modelo Heckscher-Ohlin (HO) e sua extensão com o teorema de Stolper e Samuelson (SS) têm sido utilizados como fundamento teórico em estudos que buscam qualificar os efeitos do comércio sobre o preço dos fatores e a distribuição de renda. Os efeitos do comércio livre sobre os preços dos fatores no modelo HO com dois bens e dois fatores de produção podem ser traduzidos como redução das desigualdades de rendimentos e especialização da produção. Este modelo tem se sustentado, embora receba críticas quanto às hipóteses empregadas, consideradas fortes por alguns autores. Contudo, quando o número de bens excede o número de fatores de produção, os efeitos podem ser diferentes dos preconizados por HOS.

Em seu artigo, Deardorff (1986) expôs um modelo de comércio com dois países, dois fatores de produção e quatro mercadorias e mostrou que, neste caso, as desigualdades nos preços dos fatores de produção podem inclusive se ampliar na passagem da autarquia para o livre comércio, violando o teorema da equalização dos preços dos fatores e isto pode ocorrer mesmo na ausência de reversão das intensidades fatoriais.

Panagariya (2000) afirma que tradicionalmente, o cálculo da proporção de fatores é usado para testar a teoria HO. Contudo, autores como Borjas, Freeman e Katz (1992); Katz e Murphy (1992); Wood (1994) e Baldwin e Cain (1997) vêm empregando a teoria das proporções de fatores para explicar os efeitos do comércio sobre as desigualdades salariais entre trabalhadores qualificados e não qualificados, gerando controvérsia em nível teórico. Neste sentido, o artigo procura responder duas questões que dizem respeito à relação entre proporção de fatores e desigualdades salariais: i) a proporção de fatores pode ser utilizada para medir o efeito do comércio sobre as desigualdades salariais em um determinado ano,

com preferências e tecnologia constantes? ii) esta proporção pode ser usada para verificar em que medida o comércio contribui para mudança nas desigualdades salariais entre dois anos, com preferências e tecnologia que variam? Estendendo os trabalhos de Deardorff e Staiger (1988) e Deardorff (2000), o autor conclui que a resposta às questões formuladas é afirmativa. Nos dois casos, independentemente da função utilidade empregada, seja ela CES ou Cobb-Douglas, a proporção de fatores no comércio permite saber o efeito do comércio sobre as desigualdades salariais em determinado ano e pode ser usada para inferir a mudança nas desigualdades salariais entre dois anos.

Contudo, Panagariya (2000, p. 115) aponta algumas limitações do uso da proporção dos fatores na mensuração dos efeitos do comércio sobre as desigualdades salariais, que são: i) as hipóteses de CES e elasticidades de substituição idênticas são difíceis de se sustentar no plano empírico; ii) a presença de importações não competitivas, exige que se assuma que todas as funções de produção são do tipo Cobb-Douglas; iii) na presença de retornos crescentes não é possível justificar o cálculo da proporção de fatores mesmo assumindo funções Cobb-Douglas; iv) se as preferências não são homotéticas, podem-se obter respostas qualitativamente erradas; e v) se as preferências, tecnologia ou dotações de fatores responderem às mudanças nos preços dos fatores induzidas pelo comércio, então a teoria da proporção de fatores não é válida.

Essas limitações, segundo o autor, são os pontos críticos nos quais autores como Bhagwati (1991), Bhagwati e Dehejia (1994) e Leamer (1995) têm se baseado para rejeitar a extensão da metodologia da proporção de fatores na análise dos efeitos do comércio sobre as desigualdades salariais.

Para Falvey (1999) tanto a origem das vantagens comparativas quanto os objetivos da política comercial podem diferir entre países e, assim, o comércio livre nem sempre irá

conduzir à equalização dos preços dos fatores. Se, por um lado, o livre comércio não garante a equalização, por outro, as barreiras comerciais tanto podem ampliar quanto reduzir as disparidades internacionais nos preços dos fatores. Segundo o autor, quando o comércio é baseado nas diferenças internacionais nas dotações de fatores, existe uma tendência à convergência nos preços dos fatores com a liberalização. De outro modo, se a razão para o comércio é a diferença de tecnologia, o resultado pode ser outro. Em síntese, o autor conclui que não há como garantir que a liberalização comercial conduzirá à convergência total dos preços dos fatores.

Beyer, Rojas e Vergara (1999) mostraram que em 1984 a economia chilena iniciou uma fase de crescimento acelerado, com taxas médias de 7% a.a.. A taxa de poupança e a participação do investimento no PIB aumentaram significativamente, enquanto a dívida externa reduziu-se drasticamente. Apesar desse sucesso, as desigualdades de renda persistiram. A hipótese do estudo é que isto ocorreu devido ao aumento do prêmio aos trabalhadores qualificados. Neste sentido, os autores analisaram os efeitos da liberalização comercial sobre as desigualdades salariais na economia chilena no contexto do modelo HOS, empregando técnicas de cointegração e concluíram que a abertura aumentou o prêmio pela qualificação, ampliando as desigualdades e que isto pode ter ocorrido devido a adoção de tecnologia com viés para o trabalho qualificado.

Spilimbergo, Londoño e Székely (1999) estudaram as relações entre comércio, dotação de fatores e distribuição pessoal de renda usando dados de painel para um período de cobertura de 28 anos. Os autores focam a questão da distribuição pessoal de renda e argumentam que aumento nas desigualdades salariais não implica, necessariamente, em ampliação nas desigualdades de renda porque a renda do trabalho é apenas uma fração da renda total. Para os autores o impacto da abertura sobre as desigualdades de renda depende da

dotação relativa de fatores de produção do país com relação ao resto do mundo. Os resultados encontrados demonstraram que países relativamente bem dotados em terra e capital tendem a apresentar uma distribuição de renda mais desigual, quando comparados àqueles que possuem um nível médio de qualificação maior que a média mundial, por exemplo, Estados Unidos. Com relação ao impacto da abertura sobre a distribuição de renda, encontraram que a abertura reduz as desigualdades em países com abundância em capital e amplia em países com abundância em trabalho qualificado.

Bernard e Jensen (1997) dedicaram-se a estudar as razões que contribuíram para o incremento da demanda por trabalhadores qualificados e o aumento das desigualdades salariais no setor manufatureiro da economia americana na década de 80 e encontraram resultados importantes. Segundo os autores,

[...] o aumento no emprego relativo dos trabalhadores que não estão ligados a atividade de produção e o aumento associado nas desigualdades salariais entre trabalhadores com alto nível de qualificação e aqueles menos qualificados podem ser atribuídos substancialmente às mudanças na composição das exportações. (BERNARD e JENSEN, 1997 p. 27).

Uma vez que mudanças nas exportações são um reflexo das mudanças na demanda pelo produto, pode-se inferir que o aumento relativo da demanda por trabalhadores qualificados parece estar associado às mudanças pelo lado da demanda.

Paus e Robinson (1997) investigaram o impacto da abertura comercial na evolução do salário real em países em desenvolvimento no período 1973-90. O modelo econométrico procurou mostrar em que medida as flutuações no salário real poderiam ser explicadas pelas flutuações nas seguintes variáveis: demanda de trabalho, oferta de trabalho, grau de abertura comercial, entendido como a participação das exportações do país no total das exportações mundiais, e taxa de câmbio real.

Esses autores concluem que a ampliação do grau de abertura comercial não é necessariamente boa nem má para o fator trabalho. Variáveis como crescimento econômico; incremento do investimento e crescimento da produtividade têm maior poder explicativo sobre o crescimento do salário real, na opinião dos autores. Destacam que durante a década de 80, quando houve um aumento na competitividade internacional, não houve efeitos estatisticamente significativos do aumento do grau de abertura comercial sobre o crescimento do salário real. Contudo, admitem que as economias em desenvolvimento necessitam ampliar suas exportações para financiar suas importações e, assim, investimento e crescimento econômico são, em última instância, os principais fatores que determinam o crescimento dos salários reais.

Hansson (1996) investigou as mudanças na demanda por trabalhadores na indústria sueca durante as décadas de 80 e 90 e constatou que nesses 20 anos houve um aumento persistente na participação dos trabalhadores qualificados. Decompôs o aumento em duas partes: intra-indústria e inter-indústria. Até 1985, o efeito inter-indústria, que captura as mudanças no emprego das indústrias que exigem baixo grau de qualificação para aquelas de alta qualificação, está associado ao crescimento da especialização internacional nas indústrias intensivas em trabalho qualificado. Após 1985, este processo foi interrompido e isto deve ter ocorrido devido à baixa taxa de acumulação de capital humano na Suécia durante a década de 80.

Em sua opinião, no período considerado, o desenvolvimento e a transferência de tecnologia nas indústrias com maiores taxas de inovação propiciaram maiores oportunidades para os trabalhadores qualificados, tendo em vista a complementaridade entre capital e trabalho qualificado. O autor ressalta que o aumento da competitividade internacional por parte dos novos países industrializados e países menos desenvolvidos, e o progresso técnico

também contribuíram para a redução na demanda por trabalhadores com menor nível de qualificação.

Berman, Bound e Machin (1998) analisaram a evolução da demanda relativa por trabalho qualificado em 12 países desenvolvidos, incluindo Estados Unidos e países da Europa, no período 1970-1990 e concluíram que, para os países selecionados, o aumento na proporção do trabalho qualificado no emprego total da manufatura é um fenômeno universal. Ao decompor as variações no emprego nos componentes inter e intra-indústria encontraram que na década de 70 em média 84,3% das variações do trabalho qualificado no emprego total ocorreram intra-indústria, sendo que na década de 80 essa taxa foi de 91,5%. Ao mesmo tempo, observaram um aumento na participação dos salários dos trabalhadores qualificados na massa salarial em todos os países. Os autores concluíram que houve uma substituição intra-indústria generalizada a favor do trabalho qualificado, a despeito do aumento do salário relativo. Na opinião dos autores, os resultados indicam ter ocorrido simultaneamente uma mudança técnica com viés para o trabalho qualificado (SBTC) nos países em questão.

Para Pavcnik (2000) a transferência de tecnologia e o uso de materiais importados têm contribuído para aumentar a participação de trabalhadores qualificados nas firmas chilenas, principalmente naquelas intensivas em capital. Este processo foi particularmente importante na década de 90, com a liberalização comercial. Segundo a autora, a transferência de tecnologia por parte dos países desenvolvidos tem favorecido os trabalhadores qualificados nos países em desenvolvimento, contribuindo para a ampliação das desigualdades salariais. Neste sentido, é particularmente importante verificar em que medida a ampliação do processo de transferência de tecnologia vem afetando a estrutura de emprego e salários nos países menos desenvolvidos.

Møller e Skaksen (2003) analisaram o impacto da SBTC na Dinamarca durante as décadas de 80 e 90 ao nível de indústria e mostraram que para países onde há rigidez salarial, tais como a Dinamarca, os impactos da SBTC sobre as desigualdades tendem a ser menores quando comparados a países onde a estrutura salarial é flexível. Para os autores, se as indústrias que experimentaram maiores SBTC são as intensivas em trabalho qualificado, então a demanda por este fator aumentará na medida em que estas indústrias incrementarem sua importância no PIB industrial, reforçando a mudança na demanda por trabalho qualificado e contribuindo para ampliar as desigualdades.

Haskel (2000) comparou as abordagens dos economistas da área do trabalho, que conferem atenção especial às mudanças tecnológicas que tendem a favorecer os trabalhadores qualificados, com os trabalhos desenvolvidos pelos economistas da área de economia internacional, que fundamentam suas análises na produtividade total dos fatores e nas mudanças nos preços dos produtos entre países. Segundo o autor,

Do lado teórico o desenvolvimento do modelo HO para incorporar os efeitos do lado da oferta de trabalho é desejável. Do lado empírico, nós necessitamos um melhor entendimento do que impulsiona preços e tecnologia e o que explica os diferentes vieses setoriais de preço dos fatores entre países. (HASKEL, 2000, p. 11).

Ao longo dos anos, o que se percebe é que houve uma ampliação das desigualdades de rendimentos, contrário ao proposto por HOS. Para Slaughter (1998), há um certo consenso que a mudança na demanda relativa de trabalho em favor dos trabalhadores qualificados é um fator que explica esse aumento. Contudo, os fatores que a motivaram diferem entre os pesquisadores.

De acordo com Johnson (1997), no período 1980-1994, fatores baseados na demanda, tais como uma crescente abertura ao comércio internacional, são os principais responsáveis pelo aumento nas desigualdades de renda-salário, indicando uma forte correlação entre índice

de Grubel-Lloyd de comércio intra-indústria e salários relativos de trabalhadores que não estão ligados diretamente às atividades de produção.

Lovely e Richardson (2000) ao investigar a relação entre comércio internacional, salários e prêmio pela qualificação de trabalhadores americanos entre 1981 e 1992 constataram que trabalhadores americanos qualificados (educados) parecem ter recebido prêmios maiores por suas qualificações nas indústrias e nos anos em que o comércio intra-indústria com os mercados dos novos países industrializados foi maior, ocorrendo o inverso para trabalhadores com baixa qualificação. Assim, ao que parece, a desigualdade de rendimentos entre trabalhadores qualificados e não qualificados tenderam a se ampliar à medida que o comércio intra-industrial entre os Estados Unidos e os NICs se intensificava.

Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001) desenvolveram um modelo que estabelece conexões entre abertura comercial, comércio intra-indústria e estrutura de emprego e salários e estruturam um mecanismo formal que permite explicar as mudanças técnicas com viés para o trabalho qualificado. Comparando as predições do modelo com a literatura empírica, concluíram que as evidências encontradas, apesar de preliminares, dão suporte à hipótese de correlação positiva entre comércio intra-indústria e aumento nas desigualdades de renda e salário.

Card e DiNardo (2002) fizeram uma revisão da literatura empírica que atribui à SBTC o aumento nas desigualdades salariais nos Estados Unidos na década de 80. Enfatizaram, principalmente, as implicações da SBTC sobre as tendências nas desigualdades salariais e diferenciais de salário entre grupos. Os autores concluem que “[...] outros fatores tais como o declínio da sindicalização e a realocação do trabalho causada pela recessão de 1982, podem explicar o rápido aumento na desigualdade global de salários no início da década de 80 [...]”,

sendo que a evidência que estabelece conexões entre aumento nas desigualdades salariais e SBTC é “[...] surpreendentemente fraca.” (CARD; DiNARDO, 2002, p. 39).

2.2 Evidências para a Economia Brasileira

Parte significativa dos estudos que tratam da relação entre comércio e seus efeitos sobre a distribuição de renda refere-se a países desenvolvidos. As pesquisas para a economia brasileira são recentes e não fornecem resultados conciliatórios. A seguir, apresenta-se uma breve revisão dos estudos realizados para o Brasil, com ênfase nos trabalhos que relacionam abertura comercial e distribuição de renda.

Machado (1997) avaliou o padrão de comércio exterior brasileiro à luz da teoria de Heckscher-Ohlin, utilizando a abordagem da qualificação da mão-de-obra. O fator trabalho foi classificado em duas categorias: trabalho qualificado, que corresponde ao pessoal empregado que possui nível superior, e não-qualificado, que engloba os demais trabalhadores. Os testes abrangeram toda a economia. O autor calculou um índice de conteúdo médio de mão-de-obra qualificada de bens importáveis e exportáveis para a economia brasileira com base na matriz insumo-produto para o ano de 1980 e concluiu que

O índice de conteúdo médio de mão-de-obra qualificada presente nas importações, medido pela razão entre pessoal de nível superior e restante do pessoal ocupado, foi consideravelmente maior que o índice medido para as exportações (precisamente, 86% a mais). A comparação internacional, ainda que preliminar, mostrou a escassez relativa de mão-de-obra de nível superior no Brasil. (MACHADO, 1997, p. 85).

O trabalho ainda chama atenção para “[...] o fraco poder de análise da abordagem tradicional, isto é, aquela que considera apenas o capital e trabalho como fatores de produção.” (MACHADO, 1997, p. 85). Segundo o autor, e de acordo com os dados da matriz

insumo-produto de 1980, o padrão de comércio exterior brasileiro comporta-se de acordo com os preceitos de HO, uma vez que o Brasil exporta bens intensivos no fator abundante, qual seja, trabalho não-qualificado, e importa bens intensivos em seu recurso escasso. Isso aconteceu apesar do processo de substituição de importações e incentivos às exportações propiciarem um viés na alocação da renda doméstica, tendo em vista o maior estímulo à produção e exportação de bens intensivos em capital e capital humano.

Pedroso e Ferreira (2000) analisaram os efeitos da abertura comercial sobre os níveis de renda através de modelos econométricos de corte transversal e de painel. Na análise de corte transversal os autores procuraram estimar os impactos de longo prazo de variações na capacidade social, medida pelo índice de desenvolvimento social e abertura comercial, medida pela participação das exportações e importações no PIB, sobre a renda *per capita*. A análise contemplou 59 países para os quais o índice de capacidade social está disponível, entre os quais o Brasil. Na análise de painel os autores propuseram três formas funcionais para a função de produção, utilizando como insumos os estoques de capital físico e humano. A principal conclusão dos autores é que os impactos da abertura sobre a renda *per capita* não são relevantes nas duas abordagens utilizadas.

Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2001, p. 3) argumentam que após a liberalização comercial houve uma “[...] redução simultânea nos salários relativos dos trabalhadores qualificados e um incremento na sua participação relativa [...]” no emprego total. Na opinião dos autores, isto só poderia ocorrer caso houvesse um aumento na oferta relativa de trabalhadores qualificados. Este fato é confirmado através dos dados da PNAD, onde se evidencia que no período 1988-1995 houve um incremento na média educacional da população brasileira.

Os autores utilizaram dados da PNAD e da Pesquisa Industrial Anual para o período 1988-1995 na tentativa de investigar as correlações entre: i) mudanças nos preços domésticos e mudanças nas tarifas; ii) mudanças nos preços domésticos e intensidade do trabalho qualificado por indústria, medida pela relação entre trabalho qualificado e trabalho não qualificado na indústria em questão; e iii) produção e intensidade do trabalho qualificado. A relação entre mudanças nos preços e intensidade do trabalho qualificado por indústria mostrou-se sensível à escolha do indicador utilizado como *proxy* para qualificação.

Quando a qualificação foi medida pelos autores através de anos de estudo, foi encontrada uma relação negativa e estatisticamente significativa entre mudanças no preço e intensidade do uso do trabalho qualificado, o que está de acordo com a teoria. Por outro lado, quando se utilizou a proporção entre trabalhadores administrativos e trabalhadores na produção os coeficientes não foram estatisticamente diferentes de zero. Ou seja, neste caso não foi possível estabelecer correlação entre preço e uso do trabalho qualificado.

Por último, os autores investigaram em que medida a liberalização comercial explica as mudanças recentes nas desigualdades salariais. Os resultados também se mostraram sensíveis à escolha da variável utilizada como *proxy* para qualificação. Encontrou-se uma correlação positiva e estatisticamente diferente de zero entre mudanças no produto e aumento do trabalho qualificado, medido pela relação trabalhadores administrativos/trabalhadores na produção.

Arbache e Menezes-Filho (2000) procuraram verificar o impacto da liberalização comercial sobre os diferenciais de salários na indústria brasileira no período 1988-1995 e concluíram que a redução nas tarifas aumentou a produtividade e a lucratividade industriais. Observaram que as rendas no mercado de produto, mensuradas pela lucratividade e valor adicionado por trabalhador, foram fortemente afetadas pela abertura comercial. Ao mesmo

tempo, encontraram uma correlação positiva entre rendas no mercado de produto e diferenciais de salário inter-industriais.

Barros et al. (2001) procuraram captar os efeitos da abertura comercial e do mercado financeiro sobre a distribuição de renda através de um modelo de equilíbrio geral computável com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 1996. Ao estimar os efeitos da abertura sobre o mercado de trabalho no Brasil encontraram resultados que contrapõem-se ao esperado. O “[...] componente de abertura comercial teve efeitos significativamente menores que o componente relacionado a entrada de capitais”. Ao mesmo tempo, concluíram que “[...] o mercado de trabalho foi pouquíssimo afetado pelo processo de liberalização” (BARROS et al., 2001, p. 16 e 17) e, sendo assim, seus efeitos sobre a distribuição de renda também foram insignificantes.

Ferreira e Machado (2001) analisaram os efeitos da abertura sobre emprego e salários no Brasil à luz do modelo HOS com dados do IBGE. Partiram da hipótese que o Brasil é abundante no fator trabalho e, sendo assim, os setores intensivos em trabalho deveriam aumentar sua participação no emprego total após a liberalização. Diferentemente da maioria dos estudos realizados para o Brasil, os autores encontraram resultados que dão suporte às predições do modelo HOS: os setores intensivos no fator trabalho aumentaram sua participação no emprego total e quanto mais intensivo em trabalho é o setor, maior é a redução no preço observada após a abertura. Ademais, as mudanças no preço relativo foram transmitidas ao salário real, em conformidade com o teorema de Stolper-Samuelson.

Contudo, a relação entre mudanças no preço relativo e proporção de fatores foi contrária ao esperado. O teorema de Stolper e Samuelson afirma que um país abundante em trabalho experimentaria um aumento no preço dos bens intensivos no fator trabalho e uma redução no preço dos bens intensivos no fator escasso (capital), após a liberalização. Contudo,

os dados revelaram que, no Brasil, os maiores ganhos ocorreram nos setores intensivos em capital.

Ao analisar o impacto da abertura comercial da economia brasileira sobre a remuneração relativa do trabalho no período 1985-1997, com base no modelo de HO, Machado e Moreira (2001) concluíram que, para o subperíodo 1990-93, houve uma preferência pelo trabalho menos qualificado, conforme o prognosticado por HO. Entretanto, para o subperíodo 1993-97 os resultados vão de encontro ao esperado. De acordo com os autores, nesse subperíodo parece ter ocorrido uma mudança técnica com viés para o trabalho qualificado. Destacam, também, que o comércio teve “[...] um impacto negativo sobre a demanda por trabalhadores menos instruídos no período como um todo.” (MACHADO; MOREIRA, 2001, p. 511-512).

Sacsonato e Menezes-Filho (2001) examinaram os diferenciais de salários entre trabalhadores americanos e brasileiros para os anos de 1988 e 1997. As principais variáveis envolvidas na estimação econométrica foram: sexo; educação; região; subsetor; idade; termo quadrático para idade e área de inserção (região metropolitana ou não).

Os autores utilizaram a metodologia de Oaxaca e Ransom (1994) para decompor os diferenciais de salário e encontraram evidências de que os retornos à educação no Brasil vêm caindo ao longo do tempo, o que indica uma tendência à equalização, na opinião dos autores. Concluíram que os subsetores que mais empregam pessoas qualificadas são os mesmos nos dois países, mas as desigualdades são mais acentuadas no Brasil.

Menezes-Filho e Rodrigues Júnior (2001) ressaltam que alguns estudos realizados para os países desenvolvidos utilizaram uma abordagem alternativa, que parte da hipótese que os avanços da tecnologia da informação e a intensificação do processo de adoção de novas

tecnologias pela indústria promoveram choques tecnológicos com viés para o trabalho qualificado, aumentando a demanda relativa por esse tipo de trabalhador. Neste sentido, “[...] o impacto do comércio internacional sobre o mercado de trabalho destes países seria relativamente pequeno, ganhando força a tese relacionada à mudança tecnológica [...]” (MENEZES-FILHO; RODRIGUES JÚNIOR, 2001, p. 3).

Os autores trouxeram essa discussão para a economia brasileira, na tentativa de identificar os efeitos da tecnologia e do comércio internacional sobre o mercado de trabalho. A abordagem foi a da qualificação da mão-de-obra e os dados utilizados foram do IPEA; IBGE; Associação Nacional de Pesquisa e Desenvolvimento das Empresas Industriais (ANPEI); e Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE), além de algumas séries geradas em outras pesquisas. A análise compreendeu o período 1981-1997.

Os dados referentes à mão-de-obra qualificada foram cruzados com os de capital, produto, tecnologia e tarifas. Os autores observaram que, ao longo do período, no Brasil houve um aumento no uso relativo do trabalho qualificado, tanto em nível agregado quanto em vários setores da indústria manufatureira. Ressaltam que este aumento foi maior intra-setor do que inter-setores, contrariando as hipóteses de Heckscher-Ohlin. A pesquisa também encontrou evidências da complementaridade entre capital físico, tecnologia e trabalho qualificado e concluiu que

[...] parece que choques afetam de maneira diferenciada os dois fatores de produção - trabalho qualificado e trabalho não qualificado. Entretanto, elementos específicos de cada indústria são aparentemente também importantes para determinar as remunerações, de modo que não haveria evidência de equalização imediata (nem pelo menos um movimento semelhante) dos salários entre os setores. (MENEZES-FILHO; RODRIGUES JÚNIOR, 2001 p.32).

O aumento na demanda por trabalho qualificado, no caso brasileiro, parece estar relacionado a fatores como progresso técnico, complementaridade entre trabalho qualificado e

capital físico ou à influência da redução tarifária sobre a adoção de métodos mais modernos. Segundo os autores, análises baseadas no modelo Heckscher-Ohlin parecem não fornecer boas explicações para este aumento.

O artigo de Arbache (2001) apresenta uma revisão da literatura teórica e empírica sobre liberalização comercial e suas repercussões no mercado de trabalho de países em desenvolvimento. Ressalta que as evidências empíricas mostram que o comércio está associado a um aumento na demanda relativa por trabalhadores qualificados, com ampliação das desigualdades salariais. De acordo com o autor, os países da América Latina experimentaram, em geral, um aumento nas desigualdades salariais após a abertura, rejeitando as previsões de Heckscher-Ohlin e Stolper-Samuelson, enquanto os tigres asiáticos experimentaram uma redução nas desigualdades.

No curto prazo, os efeitos da abertura sobre os salários parecem estar relacionados às mudanças nas condições da oferta e demanda por trabalho qualificado e não qualificado e às transformações econômicas provenientes da abertura. Sendo assim, é necessário que os modelos utilizados sejam refinados, de maneira que esses efeitos possam ser captados. O artigo também ressalta que “[...] a abertura é um fator que contribui, mas não determina completamente o investimento em capital e em novas tecnologias [...]”, mas que os choques tecnológicos parecem explicar as mudanças na demanda por trabalho.

Arbache e Corseuil (2001 e 2004) investigaram os efeitos da liberalização comercial brasileira sobre a estrutura de emprego na indústria manufatureira entre 1987 e 1998. Para estimar esses efeitos, trabalharam com painéis para 12 categorias da indústria manufatureira e utilizaram como variáveis dependentes a participação do emprego da indústria no emprego total das 12 indústrias e o prêmio salarial interindustrial controlado.

Os autores consideram que, no caso brasileiro, as variáveis de fluxo comercial, são mais adequadas para qualificar os efeitos do comércio sobre a estrutura de emprego e salários do que as de política comercial, como, por exemplo, as tarifas nominais e efetivas, tendo em vista as constantes mudanças na política cambial e as medidas de proteção não tarifárias adotadas pelo governo brasileiro. Ademais, Arbache e Corseuil (2004) concluíram que o efeito da abertura comercial sobre a estrutura de emprego e salários foi negligenciável. Contudo, enfatizam que “[...] os resultados encontrados não implicam que não teria havido mudanças nos salários relativos entre trabalhadores e na composição de emprego por grau de qualificação.[...]” (ARBACHE; CORSEUIL, 2004, p. 21).

No trabalho de Fernandes e Menezes-Filho (2002) foram utilizados três níveis de desagregação: trabalhadores qualificados; trabalhadores intermediários e trabalhadores não qualificados. Os autores analisaram a evolução dos diferenciais de salários entre i) trabalhadores qualificados e intermediários; e ii) trabalhadores intermediários e não qualificados em função dos deslocamentos na demanda relativa por trabalho nas décadas de 80 e 90 usando dados da PNAD. Observou-se uma tendência de aumento relativo na demanda i) de trabalhadores qualificados em relação aos intermediários; e ii) de trabalhadores intermediários em relação aos não qualificados, principalmente na década de 80. As principais conclusões do estudo foram: a) a oferta de trabalhadores intermediários ampliou-se, assim como sua eficiência em relação aos trabalhadores não qualificados, tendo como efeito a substituição de trabalhadores não qualificados por intermediários em diversas atividades; e b) uma tendência para redução do diferencial de salários entre trabalhadores qualificados e intermediários no período pós-abertura.

Menezes-Filho e Arbache (2002) investigaram os determinantes dos diferenciais de salário inter-industriais, procurando estabelecer relações entre o mercado de produto e o

mercado de trabalho no período pós-abertura usando dados da PNAD e da PIA, ambas do IBGE. Classificaram as indústrias em 2 dígitos do Sistema Internacional de Classificação (SIC) e dividiram os trabalhadores em sindicalizados e não sindicalizados.

Mostraram que a taxa de penetração das importações no setor manufatureiro aumentou muito rapidamente após a liberalização comercial, indicando mudanças alocativas com potenciais efeitos sobre o mercado de trabalho. Ao mesmo tempo, constataram que a liberalização provocou um aumento na *performance* da indústria (*quasi-rents*), bem como na produtividade e lucratividade e que isto pode ter ocorrido em função do aumento da concorrência no mercado de produto. Os resultados mostraram, contudo, que o aumento na produtividade decorrente da abertura “[...] não foi transmitido aos trabalhadores na forma de aumento nos salários relativos.” (MENEZES-FILHO; ARBACHE, 2002, p. 20).

Como ressaltam Arbache e De Negri (2004, p. 13-14), “[...] as indústrias que pagam os maiores prêmios salariais são aquelas que normalmente empregam tecnologias de produção mais avançadas. [...] Logo, parece haver relação direta entre prêmios salariais, tecnologia e grau de concentração industrial”.

2.4 Conclusões

Neste capítulo observou-se que o processo de abertura comercial, de modo geral, conduziu a uma ampliação das desigualdades salariais entre trabalhadores qualificados e não qualificados, contrário ao preconizado pela teoria tradicional do comércio. Paralelamente, foram encontradas evidências de aumento na demanda por trabalho qualificado e do prêmio pela qualificação, o que pode ser um indício de um processo de SBTC.

Os estudos para a economia brasileira não são conclusivos, mas reforçam a necessidade de buscar métodos alternativos de análise que incorporem a questão dos rendimentos crescentes em escala e o possível viés na demanda por trabalho qualificado. Também mostraram que há uma certa complementaridade entre tecnologia e trabalho qualificado. Neste sentido, é particularmente importante verificar em que medida a abertura comercial e a ampliação do processo de transferência de tecnologia vêm afetando a estrutura de emprego e salários na indústria de transformação brasileira. Este é o assunto que será discutido no próximo capítulo.

CAPÍTULO 3

ABERTURA COMERCIAL, TECNOLOGIA E IMPACTOS SOBRE O MERCADO DE TRABALHO INDUSTRIAL BRASILEIRO - 1990-2002

3.1 Introdução

Durante a década de 90 a economia brasileira vivenciou um período de rápidas e profundas mudanças estruturais, tais como, o processo de abertura comercial no início dos anos 90; a privatização de setores importantes na economia (*e.g.*, setor elétrico e de telecomunicações); a liberalização dos fluxos de capitais e um programa de estabilização alicerçado em uma âncora cambial, com reflexos importantes sobre toda a economia e, em especial, sobre o mercado de trabalho.

No capítulo anterior mostrou-se que, com a abertura, houve um aumento relativo da demanda por trabalho qualificado, tanto em países desenvolvidos quanto naqueles em desenvolvimento, ao mesmo tempo em que o emprego industrial se reduzia.

Autores como Feijó e Gonzaga (1993 e 1994) e Chamon (1998), ressaltam que o aumento da produtividade industrial observado a partir de 1990-91 é fruto do processo de reestruturação e modernização da estrutura produtiva, que eliminou parte do emprego industrial, notadamente, do emprego menos qualificado.

Neste contexto, o objetivo deste capítulo é analisar o impacto e características das novas tecnologias sobre o mercado de trabalho e comércio da indústria brasileira no período 1990-2002, com ênfase na indústria de transformação. O capítulo encontra-se dividido em três seções, além desta breve introdução. Na seção seguinte faz-se uma retrospectiva da indústria brasileira na década de 90, com destaque para os indicadores de produção, emprego, produtividade e salários. Na terceira seção analisa-se o comportamento do comércio exterior brasileiro, no que concerne ao desempenho das exportações; importações e saldo da balança comercial para o total da indústria de transformação e por gênero. A última seção reúne as principais conclusões do capítulo.

3.2 Evolução da Produção, Produtividade, Emprego e Salários na Indústria Brasileira no Período 1990-2002

Ao longo do período 1990-2002 a indústria brasileira vivenciou profundas transformações em sua estrutura de produção, emprego e salários. Nesta seção, faz-se uma breve retrospectiva da evolução do setor industrial brasileiro, no que diz respeito a esses indicadores.

Como pode ser observado no Gráfico 1, ao longo do período 1990-2002 a produção industrial cresceu. A taxa de crescimento mensal para o período como um todo foi de 0,09% a.m.. Contudo, esse crescimento não foi uniforme. No período compreendido entre 1990 e setembro de 1993, com a implementação e consolidação do programa de redução das

barreiras tarifárias e eliminação das barreiras não tarifárias no governo Collor, a indústria doméstica passou a competir com os produtos importados e a produção industrial brasileira diminuiu em valor cerca de 12,2 pontos percentuais.

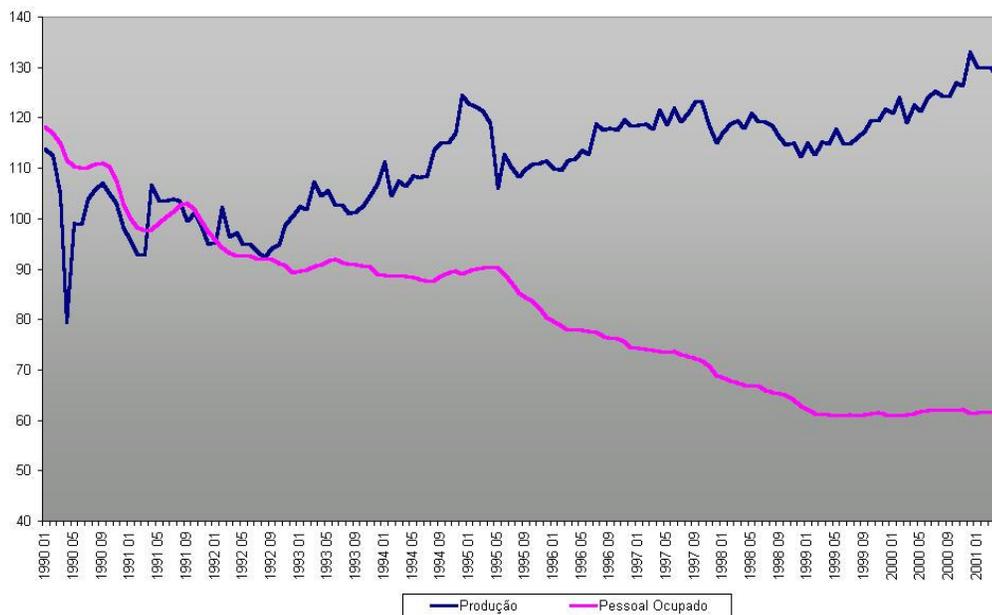


Gráfico 1 – Brasil: Evolução da produção (Quantum) e do pessoal ocupado na produção da indústria geral – índice dessazonalizado (média de 1991=100), 1990-2001

FONTE: IBGE, Pesquisa Industrial Mensal – Dados Gerais, 1990-2001. Elaboração própria.

Como assinala Kume, Piani e Souza (2003, p. 23), “[...] a tarifa ‘nominal’ média passou de 27,2% para 12,5%, o desvio-padrão de 14,9% para 6,7% e a amplitude de 3,3% a 78% para 0% a 34%”. Desta forma, a indústria brasileira passou a encarar como elemento fundamental a modernização da estrutura produtiva e a utilização de técnicas modernas de gerenciamento da produção, como forma de melhorar a competitividade e a qualidade dos bens por ela ofertados e poder competir com as importações.

Barros e Goldenstein (1997, p. 12) ressaltam que, com a abertura da economia, as indústrias brasileiras,

[...] (nacionais ou estrangeiras), acostumadas com a reserva de mercado, pela primeira vez estão sendo obrigadas a pensar em redução de custos, aumentos de produtividade e introdução de novas tecnologias. O fechamento da economia eliminava a concorrência, desobrigando as indústrias de novos investimentos e fortalecendo o processo inflacionário [...].

Para Ramos e Reis (1998), a característica marcante do ajustamento da economia brasileira à abertura comercial no início da década de 90 está relacionada ao nível de emprego do setor industrial. De fato, parece inegável que a reestruturação organizacional e produtiva das empresas industriais no início da década de 90 passou pelo corte de pessoal, como forma de reduzir custos. Como pode ser observado no Gráfico 1, a partir de 1992 há uma clara dissociação entre a evolução da produção e do emprego. Enquanto a produção se expandia, o emprego industrial reduzia-se pela metade.

O total de horas pagas na produção da indústria brasileira ao longo do período 1990-2001 também se reduziu. Comparado à média do ano de 1991, notou-se, em 2001, uma redução de cerca de 40 pontos percentuais no índice que mede o total de horas pagas na produção, de acordo com as informações da Pesquisa Industrial Mensal (PIM), do IBGE.

Ademais, no período compreendido entre 1991 e 2002, o emprego na indústria de transformação em relação ao emprego total reduziu-se em 7,3 pontos de percentagem, passando de 22,8%, em janeiro de 1991, para 15,5%, em dezembro de 2002, segundo a mesma fonte.

Para alguns dos setores mais tradicionais, como calçados, têxteis e confecções, não houve alternativa senão investir em novas tecnologias, produtos e processos de produção, como forma de continuar existindo.

O setor têxtil se encontrava entre os mais protegidos (e obsoletos). A redução significativa das barreiras comerciais no início da década de 90 encontrou a indústria têxtil nacional fragilizada. Diante da concorrência externa, principalmente dos produtos asiáticos, suas importações cresceram US\$ 716,8 milhões (+272,83%) entre 1990 e 1993, ampliando-se para cerca de US\$ 2 bilhões em 1996. De acordo com o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES, 1995), fibras têxteis foi o item de maior peso nas importações do setor.

Em decorrência desse processo, houve uma redução de cerca de 50% no emprego da indústria têxtil entre 1990 e 1993, conforme destaca o BNDES (1995, p. 4)³,

O desembarque maciço de produtos importados chineses e coreanos a preços bem menores aos das indústrias locais, só em Americana, importante pólo têxtil do país, causou o fechamento de mais da metade das 800 indústrias têxteis desde 1990, com a extinção de 20 mil postos de trabalhos.

A partir de 1994, com a implementação do Plano Real, a economia brasileira inaugurou um ciclo virtuoso. A indústria já se encontrava em condições de competir com a concorrência externa, e a produção industrial partiu para sua trajetória de crescimento. Isto foi possível graças à consolidação do processo de inovações organizacionais e tecnológicas, iniciado em 1990.

Contudo, como assinala Chamon (1998), para analisar a questão do emprego deve-se levar em conta a origem dos ganhos de produtividade. Para Cacciamali e Bezerra (1997, p. 80), “A diferença crescente entre o aumento do produto e a redução no emprego configura os elevados ganhos de produtividade da indústria”.

³ A palavra maciço está erroneamente grafada, mas fiel ao texto original.

De fato, como pode ser observado no gráfico 2, a partir de 1991 a indústria brasileira experimentou um crescimento substancial da produtividade industrial, índice calculado pela razão dos índices da produção industrial e a população ocupada na indústria de transformação obtidos da PME e publicados pelo IBGE.

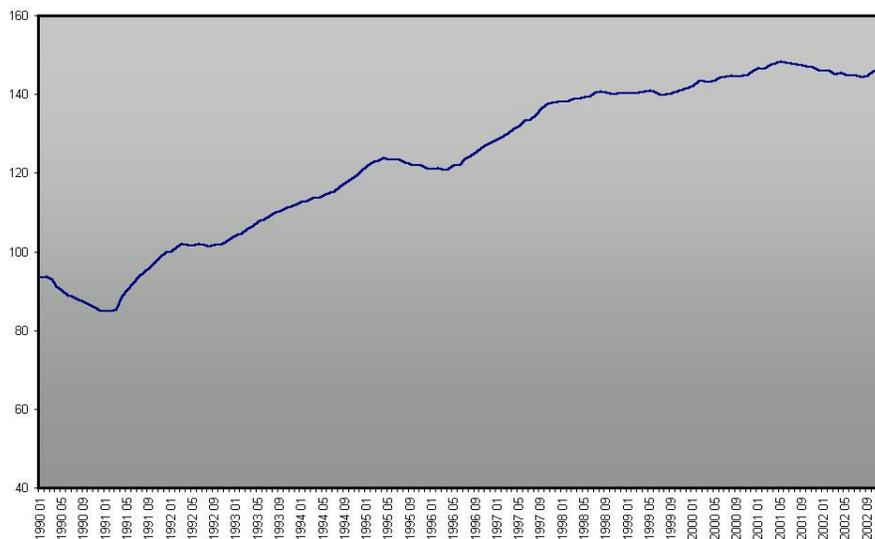


Gráfico 2 – Produtividade na Indústria de Transformação – índice (média de 1991=100) – média móvel de 12 meses, 1990-2002

FONTE: IBGE, Pesquisa Mensal de Emprego (PME), 1990-2002. Elaboração própria.

Os trabalhos de Cacciamali e Bezerra (1997); Rossi Júnior e Ferreira (1999) e Salm, Sabóia e Carvalho (1997), entre outros, ressaltam que há controvérsias sobre o aumento real da produtividade e qual (ou quais) os fatores que o influenciaram.

Para Considera e Silva (1993) e Silva et al. (1993), o aumento da produtividade no período 1990-92 decorre de um processo de ajuste ao quadro recessivo resultante do Plano Collor, e não de um ajuste estrutural na indústria em geral.

Entretanto, Feijó e Gonzaga (1993 e 1994) e Chamon (1998) ressaltam que o aumento da produtividade industrial observado a partir de 1990-91 é fruto do processo de modernização da estrutura produtiva.

Na realidade, segundo os autores, a estratégia de ajuste das firmas à abertura comercial foi fundamentada na racionalização do processo de produção; na terceirização de parte da produção; na adoção de novas técnicas de automação e de organização industrial, o que se traduziu em aumento da produtividade. Ademais, para Feijó e Gonzaga (1994), boa parte dos postos de trabalho que foram eliminados no setor industrial não poderia ser recuperada, pelo menos no curto prazo, uma vez que, segundo eles, a elasticidade emprego-produto estava diminuindo no período.

Salm, Sabóia e Carvalho (1997, p. 28) concordam que no decorrer dos anos 1990 a produtividade do trabalho, calculada a partir dos dados do IBGE, aumentou. Contudo, destacam que

O que está em jogo é saber se os indicadores de produtividade industrial refletem uma intensa difusão de novas técnicas de produção que colocam a indústria brasileira num patamar competitivo, ou se resultam mais de um movimento defensivo, do fechamento de empresas, de um sepreenxugamento das sobreviventes, inclusive de linhas de produção agora substituídas por importações. Em síntese, saber se se trata de uma autêntica reconversão industrial ou apenas uma forma de desindustrialização.

A conclusão desses autores foi que houve um crescimento da produtividade na primeira metade da década de 90, associado, principalmente, à disseminação dos métodos de gestão da produção, com o objetivo de melhorar a competitividade das empresas. Além disso, os setores que mais difundiram esses métodos foram justamente os que apresentaram maiores taxas de crescimento da produtividade.

O Gráfico 2 apresenta a evolução da produtividade do trabalho na indústria de transformação brasileira no período 1990-2002, calculada a partir da PME, do IBGE. Levando em conta as possíveis limitações desta *proxy* de produtividade, conforme assinalam Hidalgo (2002); Rossi Junior e Ferreira (1999) e Salm, Sabóia e Carvalho (1997), pode-se observar que, de fato, houve um aumento substancial da produtividade ao longo do período de análise.

Apesar dos movimentos de aceleração do crescimento da produtividade do trabalho ocorrerem, em sua maioria, após os períodos recessivos (ver o Gráfico 2), Bonelli e Fonseca (1998) concluem que, no período 1993-97, a produtividade total dos fatores cresceu à taxa de 5%, em média, em função de fatores estruturais que melhoraram a *performance* da indústria brasileira.

O trabalho de Carvalho (2000) corrobora esta visão ao argumentar que “[...] a utilização de métodos de gestão de produção; investimento; e elevação dos coeficientes de abertura comercial [...] induziram o aumento da produtividade industrial”. Ainda sobre os ganhos de produtividade, Nassif (2003, p.227) afirma que

[...] tanto na primeira etapa do processo de liberalização comercial (1988-1994), quanto no período posterior ao Plano Real (1994-1998), o enxugamento de mão-de-obra funcionou como a força motora fundamental dos ganhos totais de produtividade na indústria de transformação, ainda que a incorporação de novas tecnologias e variantes tenham também atuado como fonte expressiva desses ganhos.

Logo, o que se pode concluir da análise da evolução da produtividade é que, de fato, houve um crescimento ao longo do período, muito provavelmente, decorrente dos reflexos do processo de abertura sobre a economia brasileira.

Para Chamon (1998), é de se esperar que os salários industriais aumentem, mesmo em um mercado de trabalho imperfeito e segmentado como o brasileiro, em função dos ganhos de

produtividade do trabalho ao longo dos anos 90. No entanto, para o período 1991-2002 como um todo, observa-se que esse crescimento não foi repassado integralmente aos trabalhadores do setor industrial na forma de aumento dos salários reais, como pode ser visualizado no gráfico 3, que mostra a evolução do rendimento médio real do trabalho principal⁴ na indústria de transformação no referido período.

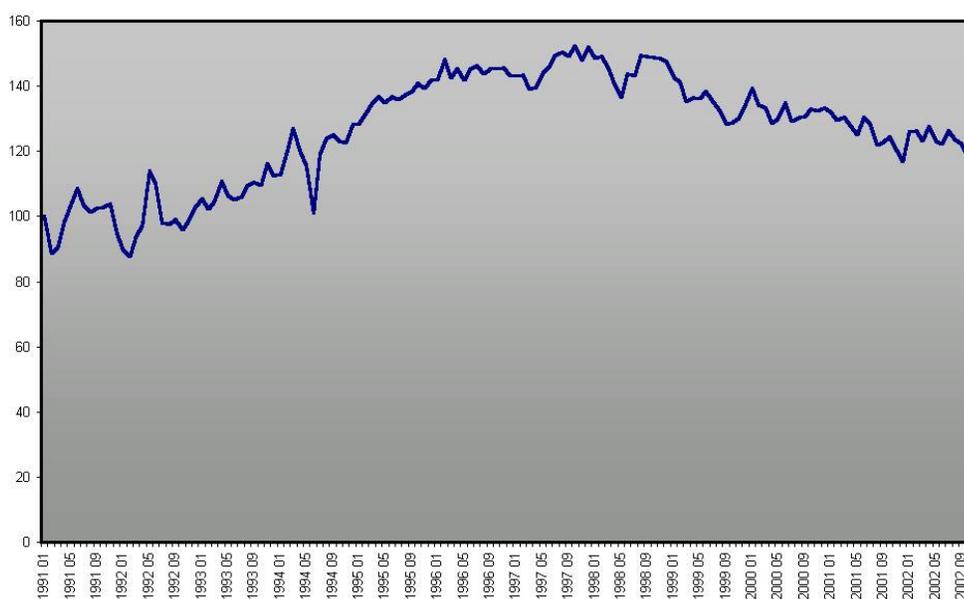


Gráfico 3 – Rendimento médio real do trabalho principal na Indústria de Transformação nas RMs Brasileiras – índice dessazonalizado (média 1991=100), 1991-2002

FONTE: IBGE, Pesquisa Mensal de Emprego – Outras, 1991-2002. Dados brutos. Elaboração própria.

Nota-se, através do Gráfico 3, que no subperíodo 1991-96, houve uma tendência de crescimento do rendimento médio real na indústria de transformação brasileira. Todavia, como assinala o IPEA (1996), o desaquecimento da economia brasileira e do mercado de

⁴ Refere-se ao rendimento do trabalho principal das pessoas com 15 anos ou mais de idade nas Regiões metropolitanas (RMs) de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. O rendimento nominal foi deflacionado pelo INPC, preços de dezembro/2003 = 100.

trabalho como um todo em função da crise da economia mexicana de dezembro de 1994, contribuiu para reverter esta tendência em meados de 1996.

No subperíodo 1997-98 os rendimentos reais dos trabalhadores do setor industrial tiveram uma pequena recuperação. Contudo, as turbulências macroeconômicas decorrentes da instabilidade do mercado internacional de capitais, em 1998, fizeram com que o Banco Central do Brasil interviesse sucessivamente no mercado para defender o real, criando o ambiente propício à ocorrência de ataques especulativos, dada a fragilidade dos fundamentos macroeconômicos da economia brasileira, conforme destacam Lopes e Moura (2003).

A instabilidade econômica e a iminente desvalorização cambial afetaram negativamente a produção e emprego na indústria, a partir do segundo semestre de 1998 (ver Gráfico 1). Além disso, a redução do nível de atividade industrial, em conjunto o esgotamento dos efeitos distributivos do Plano Real e o aumento da taxa de desemprego no período, contribuíram para reverter a tendência e os rendimentos reais apresentaram uma trajetória declinante.

Destaca-se que, de acordo com os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (microdados) do IBGE, divulgados pelo Ministério da Ciência e Tecnologia (MCT)⁵ e mostrados na Tabela 1, ao longo do período 1992-2001, a proporção de pessoas ocupadas com 15 anos ou mais que possuíam segundo grau completo ou mais anos de estudo ampliou-se em 13,32 pontos percentuais, passando de 23,73% em 1992 para 37,05% em 2001.

⁵ Disponível em <http://www.mct.gov.br/estat/ascavpp/portugues/3_Recursos_Humanos/tabelas/tab3_2_1.htm>

Levando-se em conta que o nível de escolaridade é uma *proxy* para qualificação da força de trabalho, conforme destacaram os trabalhos apontados no capítulo anterior, pode-se inferir que o mercado de trabalho brasileiro passou a exigir trabalhadores mais qualificados em resposta ao processo de reestruturação industrial iniciado em 1990.

Tabela 1 – Brasil: População ocupada por nível de instrução, em percentual, 1992-2001

Nível de Escolaridade	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001
Sem instrução	10,52	10,11	9,28	9,26	8,86	8,04	7,75	6,52
Até 1º grau completo	65,75	65,22	64,37	62,21	61,51	60,51	59,79	56,43
Até superior incompleto	18,27	19,02	20,30	22,28	23,05	24,68	25,66	29,77
Superior completo	5,25	5,44	5,83	5,99	6,31	6,45	6,49	6,92
Mestrado ou doutorado completo	0,21	0,22	0,21	0,26	0,27	0,31	0,30	0,36

FONTE: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (microdados). Elaboração: Ministério da Ciência e Tecnologia (MCT).

Notas: Exclui-se a população rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá. Para a expansão dos resultados das PNAD's de 1992 a 1996 foram utilizados os novos pesos gerados a partir da Contagem da População do IBGE, de 1996. Os valores foram corrigidos pela projeção da população do IBGE para 1º de julho.

Cabe notar que grande parte desse aumento deveu-se à ampliação da ocupação de pessoas com até o superior incompleto, o que, no caso brasileiro, também se configura como emprego qualificado. No mesmo período, o total de pessoas ocupadas sem instrução passou de 7,2 milhões, em 1992, para 5 milhões, em 2001, uma redução de 30,2% no período, ou 3,67% ao ano, em média. Isto pode explicar, em parte, a evolução dos rendimentos no setor industrial.

Contudo, Sabóia (2001), ao analisar a dinâmica da descentralização industrial no Brasil no período 1989-1998, utilizando dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), chama atenção para o fato que houve, ao longo do período, uma desconcentração da produção e do emprego industriais. Segundo Sabóia, (2001, p. 8), “O emprego industrial

caiu 21,7% entre 1989 e 1998. A queda, entretanto, foi bastante diferenciada, dependendo da região e do estado considerado”.

Entre os estados que tiveram queda no emprego destacam-se o Rio de Janeiro, Amazonas, Pernambuco e São Paulo, por motivos diferenciados. No caso de Pernambuco, a redução deve-se à crise do setor sucroalcooleiro, enquanto em São Paulo o âmago do problema encontra-se no processo de modernização da estrutura produtiva e nas inovações tecnológicas.

Conforme destaca Sabóia (2001), houve um deslocamento do emprego para os estados da região Sul e do Nordeste. No caso da região Sul, em especial do Paraná, isto ocorreu em função da guerra fiscal, da infra-estrutura privilegiada, dos diferenciais salariais e da implantação do Mercosul. O Paraná, por exemplo, conseguiu atrair tanto indústrias modernas (*e.g.* Renault do Brasil; setor de autopeças e de telecomunicações) quanto as tradicionais.

No caso do Nordeste, sobressai-se o estado do Ceará, que devido aos incentivos fiscais e aos baixos salários, conseguiu atrair investimentos em setores tradicionais, a exemplo do setor têxtil. No período 1990-99, houve uma desconcentração regional nos segmentos de fiação e tecelagem, o que beneficiou, principalmente, o Ceará. Para Oliveira e Cavalcanti (2001, p. 9), neste caso, “A tendência da cadeia têxtil foi direcionar os investimentos em equipamentos mais modernos, bem como em plantas maiores, buscando ganhos de escala, para responder, principalmente aos concorrentes asiáticos”.

De acordo com Gorini e Martins (2000), cerca de 40% dos recursos para investimento aprovados pelo BNDES no âmbito do programa de reestruturação do setor têxtil foram utilizados para a aquisição de máquinas e equipamentos, nacionais e importados. Esses

investimentos destinaram-se às áreas de fiação, tecelagem e estamparia das empresas, com o objetivo principal de aumentar a produtividade e melhorar a qualidade dos produtos.

O Gráfico 4 traz a evolução da concessão de patentes no Brasil, segundo a origem do depositante, entre 1995 e 2002. Para o subperíodo 1995-98, as séries apresentaram similitudes de comportamento. Entretanto, a partir de 1998 nota-se um descompasso entre as séries, sendo que os registros de patentes concedidos reduziram-se entre 1999 e 2000, voltando a crescer em 2001, muito provavelmente, devido ao programa de disseminação da cultura da propriedade intelectual, iniciado pelo Instituto Nacional de Propriedade Industrial (INPI) em 2001.

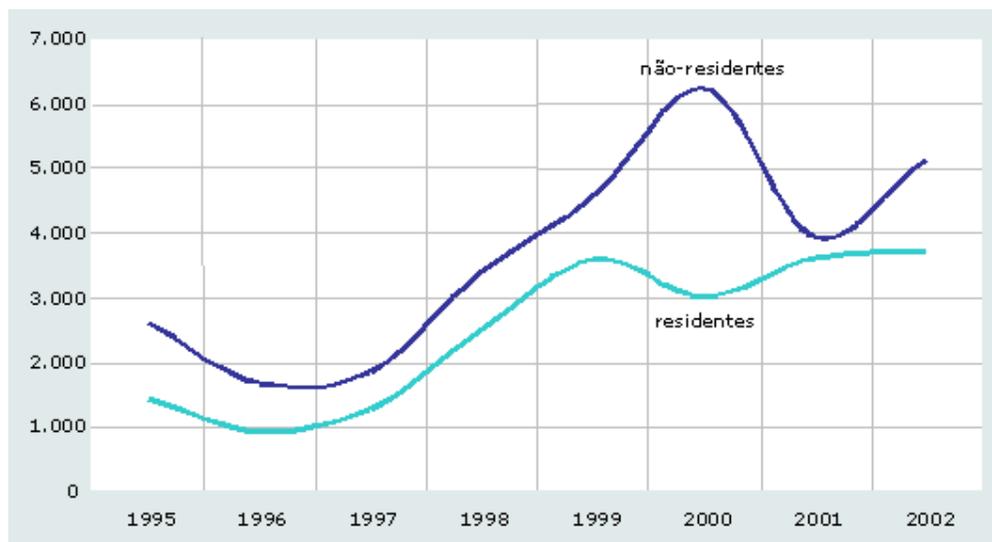


Gráfico 4 – Brasil: Concessão de patentes pelo Instituto Nacional de Propriedade Industrial (INPI), segundo origem do depositante, 1995-2002

FONTE: Instituto Nacional de Propriedade Industrial (INPI).

Elaboração: Coordenação Geral de Indicadores - Ministério da Ciência e Tecnologia.⁶

⁶ Disponível em: <http://www.mct.gov.br/estat/ascavpp/portugues/7_Patentes/graficos/graf7_1_3.htm>

O gráfico 5 mostra a evolução das remessas ao exterior por contratos de transferência de tecnologia e correlatos para o período 1990-2002. Como comentado, com a abertura da economia brasileira ao comércio internacional, as empresas, buscando melhorar a qualidade de seus produtos e a competitividade, modernizaram-se. Parte expressiva deste investimento ocorreu via contratos de fornecimento de serviços e assistência técnica. Como observa-se, as remessas ao exterior nesta rubrica saltaram de US\$ 174 milhões, em 1990, para cerca de US\$ 1 bilhão em 2002, ou seja, um crescimento espetacular de 15,69% a.a., em média.

Ao mesmo tempo, verifica-se, através do Gráfico 5, que as empresas brasileiras buscaram não apenas as consultorias e serviços tecnológicos, mas, também, a cessão de tecnologia, principalmente a partir do Plano Real, em 1994.

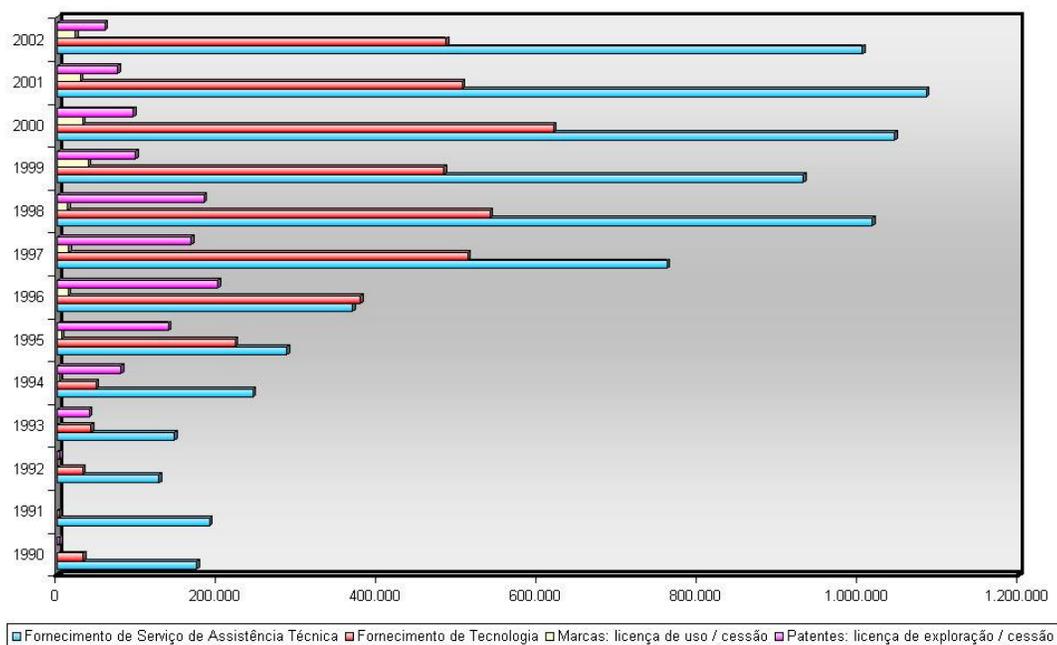


Gráfico 5 – Brasil: Remessas ao exterior por contratos de transferência de tecnologia e correlatos (em US\$ mil), 1990-2002

FONTE: Banco Central do Brasil – Departamento Econômico, Divisão de Balanço de Pagamentos (DIBAP).
Elaboração própria.

Nota: O fornecimento de serviço de assistência técnica inclui serviços técnicos especializados e implantação e instalação de projetos. Nem todos os contratos contabilizados sob essa rubrica são averbados pelo Instituto Nacional de Propriedade Industrial (INPI), por não serem considerados como transferência de tecnologia.

Sintetizando, conclui-se que a dinâmica dos investimentos em tecnologia ocorridos ao longo do período 1990-2002 pode ser traduzida pelo aumento expressivo dos contratos de fornecimento de serviço de assistência técnica e pela compra e cessão de tecnologia. Conforme ressaltam os trabalhos de Arbache (2001), Fernandes e Menezes-Filho (2002) e Menezes-Filho e Rodrigues Júnior (2001), entre outros, há uma certa complementaridade entre tecnologia e trabalho qualificado. Assim, ao que parece, o aumento do emprego qualificado observado no período, está associado às inversões em tecnologia pelas empresas brasileiras, de forma geral.

A seguir examina-se a evolução do comércio exterior brasileiro no período 1990-2002, com ênfase na indústria de transformação. O objetivo é verificar como a indústria brasileira reagiu ao processo de abertura comercial e a esse processo de mudança tecnológica, no que diz respeito aos indicadores de comércio.

3.3 Mudanças na Estrutura do Comércio Exterior da Indústria de Transformação Brasileira após a Abertura Comercial

No período compreendido entre 1990 e 2002 a economia brasileira experimentou um crescimento dos fluxos de comércio. As exportações brasileiras totais em valor aumentaram 92% no período, passando de US\$ 31,4 bilhões em 1990 para US\$ 60,4 bilhões em 2002, ou seja, expandiram-se a uma taxa média de 5,15% a.a., de acordo com as informações do Banco Central do Brasil (BACEN).

O Gráfico 6 mostra a evolução do valor das exportações brasileiras (FOB) de produtos manufaturados, semi-manufaturados e básicos ao longo do período 1990-2002. Percebe-se a

importância crescente das exportações de produtos manufaturados e semi-manufaturados para a geração de divisas para a economia brasileira, uma vez que esses agregados contribuíram, em média, com cerca de 74% do valor total das exportações, enquanto os produtos básicos responderam por 26% deste valor.

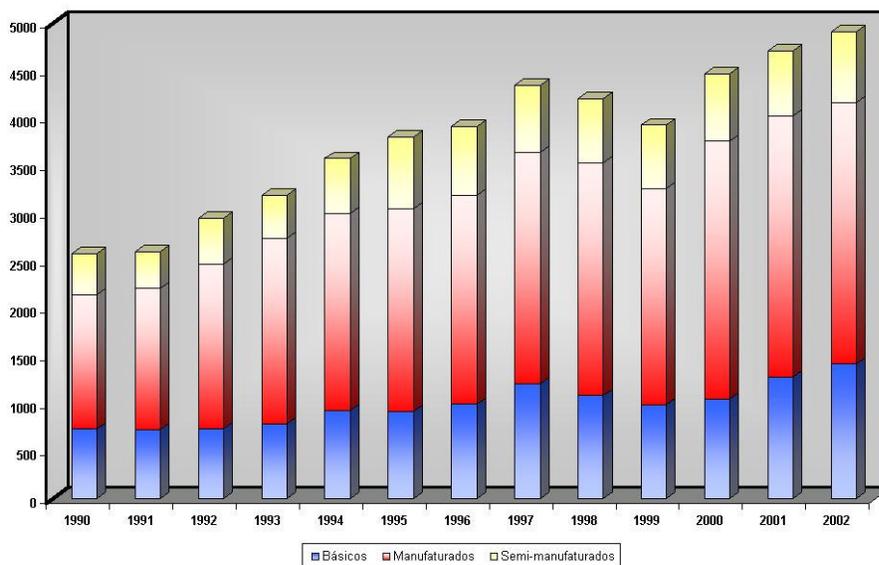


Gráfico 6 – Valor (FOB) das exportações por fator agregado (em US\$ milhões), 1990/2002

FONTE: Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX) – dados brutos.
Elaboração própria.

A participação das exportações brasileiras no PIB brasileiro, em valor, passou de 6,7% em 1990 para 11,4% em 2001. As exportações nacionais mostraram-se dinâmicas: cresceram cerca de US\$ 26,8 bilhões entre 1990 e 2001, um crescimento expressivo de 5,28% a.a., em média, ou 85,35% em 11 anos. Este comportamento foi superior ao verificado para o total das exportações mundiais, que cresceram de 76,80% no mesmo período. Apesar disso, a participação média do valor das exportações brasileiras (FOB) em relação ao valor total das exportações mundiais manteve-se praticamente estabilizada em torno de 0,94% entre 1990 e

2001, de acordo com as informações divulgadas pelo Ministério da Indústria e Comércio Exterior (2004).

Ressalta-se que as exportações brasileiras foram duramente penalizadas pela manutenção de uma taxa de câmbio nominal quase fixa, utilizada como âncora cambial no Plano Real. A estratégia era utilizar a taxa de câmbio como instrumento de estabilização dos preços internos, mesmo com os riscos inerentes ao regime de taxa de câmbio fixa, com a imobilização da política monetária.

Em março de 1995 foi implantado o sistema de bandas cambiais, no qual o governo brasileiro garantia a manutenção do valor da taxa de câmbio dentro de limites preestabelecidos, o que, de certa forma, amenizou os desequilíbrios da taxa de câmbio. Entretanto, segundo Lopes e Moura (2002), entre março de 1995 e janeiro de 1998 foram realizadas seis mudanças cambiais no regime de bandas, das quais três ocorreram entre março e junho de 1995. Essa instabilidade aumentou a incerteza e contribuiu, ainda mais, para desencorajar as exportações.

Na Tabela 2 encontra-se a evolução da participação do valor das exportações por gênero da indústria de transformação brasileira entre 1990 e 2001. É possível observar que, ao longo do período de análise, a participação do valor das exportações de produtos de alta tecnologia⁷ em relação ao total exportado pela indústria de transformação cresceu 10,88 pontos percentuais, passando de 32,8% em 1990 para 43,68% em 2001 (ver Tabela 3).

⁷ Foi utilizada a mesma classificação de Hidalgo (1996), a qual consiste em considerar como produtos de alta tecnologia aqueles fabricados pelos seguintes gêneros da indústria de transformação: produtos químicos (24), materiais plásticos (252), máquinas e equipamentos (29, 30), materiais elétricos, eletrônicos e equipamentos de comunicações (31 e 32), instrumentos profissionais e científicos (33) e veículos e equipamentos de transporte (34 e 35). Os números entre parênteses referem-se à Classificação Nacional de Atividades Industriais (CNAE).

Em nível de setor tem-se que a indústria siderúrgica teve sua participação reduzida de 15,14% em 1990 para 7,79% em 2001, uma redução expressiva de 7,35 pontos de porcentagem. No entanto, como ressalta o BNDES (1998), as exportações mundiais de produtos siderúrgicos também sofreram uma retração no período.

No início dos anos 90, com o programa de privatização e a abertura comercial, a siderurgia brasileira iniciou um processo de reestruturação, com o objetivo de melhorar a competitividade. Apesar disso, o valor exportado pelo setor manteve-se praticamente inalterado e a participação da siderurgia no valor total das exportações da indústria de transformação se reduziu.

A partir de 1997, o setor siderúrgico passou a investir em modernização e ampliação da capacidade produtiva, bem como na implantação de programas de melhoria da qualidade e redução de custos. No entanto, a recuperação do investimento e a elevação da produtividade no período 1998/2001 ainda não se refletiram nas suas exportações e a siderurgia nacional passa a ocupar o quarto lugar no *ranking* de exportadores, cedendo espaço para o setor de transporte e o setor de máquinas e equipamentos, conforme os dados da Tabela 2.

Contudo, conforme ressalta Oliveira Júnior (2001), deve-se considerar que as restrições comerciais, tais como barreiras não tarifárias, impostas às exportações de produtos siderúrgicos brasileiros destinados a países do Mercosul, bem como as quotas de importação estabelecidas pelos Estados Unidos, também contribuíram para limitar as exportações do setor.

Tabela 2 – Participação (em %) do valor das exportações (FOB) para os gêneros da Indústria de Transformação brasileira - 1990/2001

Gêneros	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos Alimentares e Bebidas*	18,83	15,14	15,55	15,32	16,07	17,29	19,24	16,80	15,90	16,24	12,23	14,70
Fumo	2,52	3,29	3,37	2,85	3,01	3,09	4,02	4,06	3,96	2,59	1,93	2,10
Produtos Têxteis	3,32	3,50	3,06	2,26	2,32	2,40	2,18	2,00	1,78	1,65	1,57	1,71
Vestuário e Acessórios	1,72	1,96	1,96	2,12	1,77	1,25	1,40	1,09	1,04	1,07	1,22	1,19
Couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	6,09	6,39	6,56	7,54	6,22	5,99	5,94	5,87	5,40	5,42	5,60	5,86
Produtos de Madeira	1,72	1,78	1,95	2,66	3,11	3,00	2,95	2,98	2,87	3,76	3,38	3,31
Celulose, papel e produtos de papel	4,90	4,99	4,98	4,80	5,23	7,12	5,13	4,86	5,03	5,79	5,82	4,86
Edição, impressão e reprodução de gravações	0,08	0,08	0,10	0,14	0,09	0,07	0,06	0,07	0,09	0,09	0,06	0,06
Combustíveis	2,79	1,76	2,00	2,29	2,57	1,36	1,37	0,91	0,99	1,27	2,16	4,85
Produtos químicos	6,21	6,19	5,83	5,94	5,99	6,69	7,24	7,32	7,46	7,48	7,15	6,22
Materiais Plásticos	2,01	2,13	2,06	2,23	2,30	2,13	1,95	2,03	1,87	1,86	2,19	1,87
Borracha	1,24	1,45	1,62	1,69	1,76	1,83	1,92	1,89	1,89	1,97	1,77	1,60
Produtos de minerais não-metálicos	1,06	1,15	1,36	1,71	1,67	1,66	1,67	1,74	1,79	1,94	1,81	1,70
Siderurgia	15,14	17,34	15,00	14,37	13,10	12,01	12,40	10,47	10,32	9,33	9,18	7,79
Alumínio	4,33	4,60	3,98	3,53	3,62	3,54	4,01	3,37	2,89	3,42	3,41	2,59
Outros minerais não ferrosos	1,71	1,68	1,75	1,35	1,03	0,93	1,06	0,85	0,56	0,90	0,90	0,69
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	0,62	0,71	0,74	0,81	0,78	0,71	0,72	0,80	0,75	0,68	0,63	0,69
Máquinas e equipamentos	9,93	9,96	9,59	10,16	10,64	10,58	9,88	10,50	10,50	9,90	9,06	8,85
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	0,62	0,91	0,84	0,68	0,53	0,61	0,85	0,71	0,67	0,97	0,90	0,68
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	2,34	2,61	2,66	2,86	2,85	3,07	2,75	2,83	2,79	2,87	3,08	3,10
Material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de telecomunicações	1,80	1,47	1,31	1,32	1,24	1,10	1,25	1,53	1,56	2,02	3,69	4,02
Instrumentos profissionais e científicos, cronômetros e relógios	0,61	0,81	0,70	0,78	0,79	0,58	0,62	0,68	0,91	1,19	1,05	1,04
Veículos automotores, reboque e carrocerias	6,51	6,53	9,67	9,01	8,86	8,06	7,26	11,28	12,64	9,59	10,15	9,82
Aeronaves e outros equipamentos de transporte	2,78	2,38	2,13	1,85	2,24	1,74	1,58	2,44	3,76	5,23	8,28	8,08
Aeronaves	2,24	1,51	1,23	0,95	0,90	1,21	0,73	1,93	3,35	5,12	8,18	7,89
Outros	0,54	0,87	0,91	0,90	1,34	0,53	0,85	0,52	0,42	0,10	0,10	0,19
Indústria Mobiliária	0,19	0,28	0,48	0,84	0,86	0,93	0,89	0,95	0,92	1,10	1,18	1,13
Indústrias Diversas	1,26	1,19	1,19	0,97	1,41	2,20	1,68	1,85	1,55	1,63	1,54	1,39
Total	100,00											

FONTE: MDIC/SECEX – dados brutos. Elaboração própria. Nota: * Exceto álcool etílico.

A participação das exportações da indústria de veículos automotores, peças e outros equipamentos de transporte (inclusive aeronaves e embarcações) no total exportado pelos setores elencados passou de 9,02% em 1990 para 16,88% em 2001, um crescimento espetacular de 7,86 pontos de percentagem. Em números absolutos, este crescimento correspondeu a US\$ 5,76 bilhões.

Parte dessa evolução pode ser atribuída à vigência do acordo automotriz firmado entre os países do Mercosul. De fato, como assinala Kume e Piani (2003, p. 43 e 46), “[...] a participação desses produtos nas exportações brasileiras para os demais países do bloco passa de 13%, em 1990, para 23,6%, em 1996”.

Destaca-se o baixo dinamismo do setor de máquinas e equipamentos, que apresentou uma leve tendência de crescimento entre 1990 e 1995, mas perdeu competitividade a partir de 1996, reduzindo sua participação para cerca de 8,6% em 2001.

A participação das exportações da indústria de celulose, papel e gráfica nas exportações totais atingiu 7,82% em 1995, mas retornou ao nível de 1990 em 2001. Conforme destaca o BNDES (1999), as empresas brasileiras produtoras de papéis priorizam o atendimento do mercado interno, o que ocasiona flutuações no volume exportado e, conseqüentemente, no valor das exportações do setor.

Ademais, a melhor distribuição de renda com o Plano Real aumentou o consumo *per capita* de produtos de papel e mesmo com a desvalorização do real em 1999 as exportações brasileiras de papel “[...] não ocorreram com a intensidade prevista, uma vez que o mercado interno continuou mantendo-se razoavelmente comprador, inibindo as empresas a se lançarem em vendas spot para conseguir ganhos imediatos”. (BNDES, 1999, p. 4).

As exportações da indústria de couro e calçados ampliaram-se em cerca de US\$ 1,13 bilhão entre 1990 e 2001. Contudo, o desempenho das exportações do setor de calçados foi afetado pela competição acirrada com os produtos chineses, que já era, em 1997, o maior exportador individual em volume para o mercado americano, principal mercado consumidor para a indústria brasileira de calçados BNDES (1998b). As exportações brasileiras de calçados estão fortemente concentradas no mercado americano, o que torna a indústria nacional vulnerável às flutuações da economia americana. Desta forma, é fundamental que o setor procure diversificar a produção e os importadores, com a finalidade de reduzir a dependência.

Com relação aos setores intensivos em recursos naturais (alimentos, fumo e produtos químicos orgânicos), no período 1990-2001, a participação desses setores no valor das exportações totais da indústria de transformação foi reduzida em 5,89 pontos de percentagem (de 23,63% para 17,74%) (Tabela 2).

A indústria de produtos alimentares e bebidas foi a principal responsável por esta redução: -4,41% entre 1990 e 2001, apesar de, em números absolutos, as exportações do setor crescerem US\$ 1,96 bilhão. As exportações desses setores são mais vulneráveis às flutuações dos preços e às condições externas e internas, estando, portanto, mais suscetíveis à perda de competitividade.

A Tabela 3 apresenta a evolução do comércio exterior brasileiro de produtos de alta tecnologia no período 1990-2001, entendidos como aqueles que requisitam investimentos elevados em pesquisa e desenvolvimento e recursos de capital, de acordo com Hidalgo (1996). Os produtos de alta tecnologia foram definidos como: produtos químicos, materiais plásticos, máquinas e equipamentos, materiais elétricos, eletrônicos e equipamentos de

comunicações, instrumentos profissionais e científicos e veículos e equipamentos de transporte.

Tabela 3 – Comércio exterior brasileiro de produtos de alta tecnologia – em US\$ milhões, 1990-2001¹

Ano	Exportações (1)	Importações (2)	Balança Comercial (1) – (2)	Export/Import (1)/(2)	Partic. Exportações alta tecnologia no total exportado pela Ind. Transformação
1990	8.115,92	10.303,59	-2.187,68	0,79	32,80
1991	8.212,17	10.663,69	-2.451,53	0,77	32,98
1992	10.140,80	11.075,44	-934,64	0,92	34,80
1993	11.006,62	13.756,29	-2.749,68	0,80	34,83
1994	12.147,89	19.571,83	-7.423,93	0,62	35,45
1995	13.123,17	30.068,20	-16.945,02	0,44	34,56
1996	12.587,42	31.648,22	-19.060,80	0,40	33,37
1997	16.099,27	38.430,80	-22.331,53	0,42	39,31
1998	16.596,68	38.723,57	-22.126,89	0,43	42,15
1999	15.234,37	33.792,89	-18.558,52	0,45	41,10
2000	19.910,70	36.763,90	-16.853,20	0,54	45,55
2001	19.674,81	37.844,39	-18.169,58	0,52	43,68

FONTE: MDIC/SECEX – dados brutos. Elaboração própria.

Nota: 1) Foi utilizada a mesma classificação de Hidalgo (1996), a qual consiste em considerar como produtos de alta tecnologia aqueles fabricados pelos seguintes gêneros da indústria de transformação: produtos químicos (24), materiais plásticos (252), máquinas e equipamentos (29, 30), materiais elétricos, eletrônicos e equipamentos de comunicações (31 e 32), instrumentos profissionais e científicos (33) e veículos e equipamentos de transporte (34 e 35). Os números entre parênteses referem-se aos códigos da Classificação Nacional de Atividades Industriais (CNAE).

Observa-se, através da Tabela 3, que, para o período 1990-2001, as exportações de produtos de alta tecnologia ampliaram-se em cerca de US\$ 11,56 bilhões, um crescimento expressivo de 7,66% a.a., em média. No mesmo período, as importações de produtos de alta tecnologia cresceram a uma taxa de 11,45% a.a., o que permitiu a modernização do parque industrial brasileiro, com reflexos sobre a produtividade e a competitividade da indústria brasileira, anteriormente ressaltados.

Arbache (2003) ressalta que os trabalhadores das empresas exportadoras brasileiras são mais qualificados que os trabalhadores das firmas não exportadoras e que as economias de escala e a escolaridade média dos trabalhadores são fatores fundamentais para explicar a inserção da firma no comércio internacional. Ademais, segundo o autor, os trabalhadores das firmas exportadoras recebem salários maiores que os seus colegas das firmas não-exportadoras.

Pelo exposto, pode-se inferir que, ao que parece, a indústria de transformação brasileira passou a demandar trabalhadores mais qualificados no período pós-abertura, com reflexos positivos sobre a competitividade e a estrutura das exportações brasileiras, que se tornaram cada vez mais intensivas em produtos de alta tecnologia.

Com relação às importações, observa-se, através do Gráfico 7, que no período 1990-2002 houve um aumento substancial do valor importado, com ênfase para matérias-primas e bens de capital. É possível notar que as importações mudaram de patamar após a implantação do Plano Real, em 1994. Ao que parece, este comportamento está ligado à valorização cambial decorrente do plano de estabilização econômica, que barateou os produtos importados relativamente aos nacionais.

Entretanto, ressalta-se que a conclusão do programa de redução tarifária iniciado no governo Collor, juntamente com a antecipação da tarifa externa comum (TEC) do Mercosul no segundo semestre de 1994 também contribuíram para tornar os produtos importados mais atrativos aos consumidores. Ademais, a conjunção de preços internos estabilizados, tarifa nominal reduzida, incentivos fiscais ao investimento, melhora da renda interna e valorização cambial decorrente da entrada de capitais externo parece ter estimulado ainda mais as importações, conforme pode ser notado no Gráfico 7.

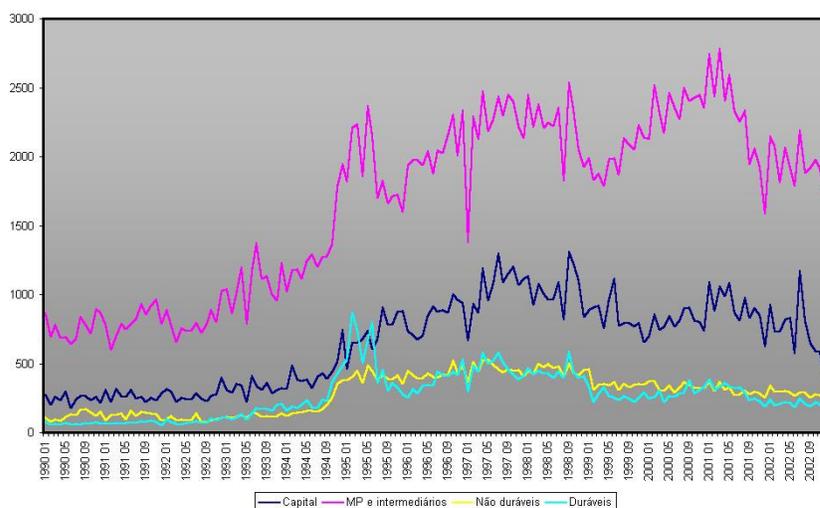


Gráfico 7 – Valor dessazonalizado (FOB) das importações por categoria de uso (em US\$ milhões), 1990/2002

FONTE: Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX), dados brutos.
Elaboração própria.

O ciclo de crescimento das importações foi rompido em meados de 1998, quando a política de manutenção do regime de bandas cambiais dava sinais de fragilidade, em função da deterioração dos fundamentos macroeconômicos da economia brasileira, sinalizando ao mercado o perigo iminente de desvalorização cambial.

De fato, no início de 1999 a política de bandas é extinta, ocorrendo uma desvalorização substancial do real frente ao dólar. As importações como um todo reduziram-se, mas o segmento de matérias-primas e bens intermediários manteve-se em alta, fazendo com que o valor das importações retornasse ao patamar anterior à crise.

Em meados do ano 2000 observa-se uma redução do valor importado, em função do desaquecimento da economia, da redução do poder de compra dos consumidores e da formação de expectativas com relação ao novo governo e ao futuro da economia brasileira.

Na Tabela 4 encontram-se as participações dos valores importados para 22 gêneros selecionados em relação às importações totais da indústria de transformação no período 1990-2001. É possível observar que os setores que se destacam como importadores são os intensivos em capital, com destaque para veículos automotores (7,53%, em média); produtos químicos diversos (5,57%, em média) e material eletrônico e equipamento de comunicações e telecomunicações (4,71% em média).

O setor de automóveis, caminhões e ônibus, que em 1990 possuía uma tarifa nominal média de 78,7%, teve uma redução nessa tarifa de 58,8 pontos percentuais entre 1990 e 1994⁸. Com este estímulo, suas importações cresceram US\$ 2,74 bilhões (+750,25%!). Assim, o déficit comercial desse setor seguiu uma trajetória crescente, interrompida somente em 1999 com a crise cambial da economia brasileira, muito embora o governo brasileiro tenha elevado a tarifa deste setor para 41% em 1995 e 52,4% em 1996, em resposta à vulnerabilidade externa evidenciada após a crise da economia mexicana em dezembro de 1994.

Merece destaque, o setor de produtos químicos, exceto orgânicos, cuja participação no total importado ampliou-se de US\$ 1,55 bilhão em 1990 para US\$ 5,47 bilhões em 2001 (+353,13%). A tarifa nominal média deste setor passou de 24,8% em 1990 para 8,5% em 1994, o que, de certa forma, contribuiu para estimular a demanda por produtos deste setor. Contudo, essa tarifa sempre esteve abaixo da média, conforme salientam Kume, Piani e Souza (2003).

⁸ Os dados sobre tarifa nominal média são de Kume, Piani e Souza (2003).

Tabela 4 – Participação (em %) do valor das importações (FOB) para os gêneros da Indústria de Transformação brasileira - 1990/2001

Gêneros	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos Alimentares e Bebidas*	2,98	3,86	4,28	4,37	4,05	4,41	3,31	2,48	2,32	2,00	1,61	1,55
Fumo	0,01	0,13	0,20	0,13	0,11	0,13	0,13	0,16	0,15	0,03	0,03	0,05
Produtos Têxteis	2,20	2,62	2,59	4,78	4,01	4,18	4,02	3,46	2,94	2,72	2,73	1,99
Vestuário e Acessórios	0,29	0,37	0,21	0,20	0,34	0,76	0,71	0,75	0,66	0,41	0,32	0,34
Couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	1,21	1,25	0,99	1,08	0,99	0,99	0,88	0,79	0,62	0,52	0,53	0,56
Produtos de Madeira	0,24	0,16	0,17	0,17	0,14	0,15	0,20	0,22	0,22	0,14	0,15	0,12
Celulose, papel e produtos de papel	1,61	1,84	1,41	1,44	1,49	2,36	2,06	1,84	2,00	1,80	1,84	1,46
Edição, impressão e reprodução de gravações	0,47	0,50	0,36	0,34	0,34	0,59	0,74	0,73	0,67	0,48	0,42	0,37
Combustíveis	29,51	26,58	25,67	21,99	16,86	13,04	14,79	12,46	9,56	11,78	15,75	14,65
Produtos químicos	15,01	15,95	15,92	15,57	15,63	13,57	14,57	14,21	15,65	17,81	16,34	16,66
Materiais plásticos	2,03	2,39	2,40	2,76	2,63	3,45	3,46	3,22	3,45	3,53	3,75	3,60
Borracha	1,51	1,49	1,44	1,51	1,74	1,74	1,68	1,61	1,67	1,55	1,67	1,62
Produtos de minerais não-metálicos	0,79	0,77	0,77	0,75	0,78	0,87	0,89	0,90	0,86	0,76	0,73	0,74
Siderurgia	1,97	1,79	1,84	1,55	1,42	1,51	1,62	2,19	2,57	1,89	1,92	2,13
Alumínio	0,51	0,46	0,43	0,45	0,58	0,79	0,70	0,84	1,01	0,98	0,71	0,85
Outros produtos metalúrgicos	1,67	1,80	1,71	1,40	1,29	1,57	1,22	1,15	1,04	1,02	1,29	1,10
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	0,55	0,70	0,60	0,62	0,57	0,72	1,17	0,97	0,85	0,81	0,69	0,74
Máquinas e equipamentos	13,86	13,37	13,03	12,01	14,11	13,54	14,78	16,08	16,82	16,26	13,23	14,55
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	3,16	3,04	3,81	3,85	4,12	3,82	3,34	3,25	3,32	3,56	4,03	3,72
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	7,43	6,74	6,64	6,86	7,76	7,69	8,40	9,02	9,19	10,46	11,45	12,36
Material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de telecomunicações	3,00	2,92	2,89	3,77	4,47	5,02	5,66	6,06	5,39	5,69	5,88	5,82
Instrumentos profissionais e científicos, cronômetros e relógios	4,45	4,63	4,56	3,90	3,63	3,84	4,24	3,87	4,14	3,80	3,67	4,18
Veículos automotores, reboque e carrocerias	2,24	3,32	4,64	7,64	10,37	12,01	8,21	9,60	10,61	7,45	7,07	7,19
Aeronaves e outros equipamentos de transporte	1,77	1,89	2,05	1,25	0,76	0,99	0,97	1,82	2,11	2,63	2,30	1,77
Indústria mobiliária	0,05	0,12	0,07	0,10	0,17	0,27	0,33	0,42	0,46	0,38	0,35	0,34
Indústrias diversas	0,63	0,49	0,44	0,63	0,72	0,92	0,82	0,79	0,67	0,68	0,80	0,68
Total	100,00											

FONTE: MDIC/SECEX – dados brutos. Elaboração própria.* Exceto álcool etílico.

É preciso atentar para o fato que os saldos negativos da balança comercial da indústria de transformação a partir de 1995 devem-se, em grande parte, aos constantes déficits comerciais de três gêneros em especial: combustíveis (petróleo em bruto), máquinas e equipamentos, e materiais elétricos. Para o subperíodo 1995-2001 esses segmentos foram responsáveis por um déficit acumulado de US\$ 80,81 bilhões, agravado pela desvalorização do Real em dezembro de 1998 e pela instabilidade econômica internacional no final do período.

O que se pode inferir dessa análise é que no período compreendido entre 1990 e 2001, parece ter ocorrido uma mudança na estrutura das exportações brasileiras em direção aos produtos de maior valor adicionado e intensidade tecnológica, refletindo-se no tipo de comércio. Como destacam os trabalhos de Hidalgo (1993 e 1996) e Vasconcelos (2001 e 2003), houve uma intensificação do comércio intra-industrial brasileiro na década de 90, concomitantemente ao processo de abertura comercial e reestruturação produtiva da indústria de transformação brasileira. Neste sentido, no capítulo 5 desta tese será feita uma análise mais detalhada da evolução do comércio intra-industrial: crescimento, dimensão e setores.

3.4 Conclusões

Neste capítulo procurou-se analisar o impacto e características das novas tecnologias sobre o mercado de trabalho e os fluxos de comércio na indústria brasileira no período pós-abertura. Da análise, conclui-se que houve um crescimento substancial dos fluxos comerciais na indústria, o que contribuiu para a melhoria da competitividade e a obtenção de ganhos de produtividade industrial.

Paralelamente ao aumento da produção, o nível de emprego e o total de horas pagas reduziram-se, fazendo com que a participação do emprego industrial em relação ao emprego total recuasse. Por outro lado, os ganhos em termos de rendimentos reais não alcançaram os patamares observados para a produtividade e parecem estar associados ao aumento da escolaridade dos trabalhadores ao longo do período.

Levando-se em conta que o emprego industrial é, caracteristicamente, legalizado, com melhores remunerações e condições de trabalho, pode ter ocorrido uma mudança qualitativa no mercado de trabalho, com reflexos negativos para trabalhadores com baixo nível de qualificação.

Destaca-se que, no período 1990-2001, o valor das exportações totais brasileiras se expandiu a uma taxa pouco além daquela estimada para as exportações mundiais (5,28% a.a. contra 4,86% a.a.). Apesar disso, a participação das exportações brasileiras no total mundial manteve-se em torno de 0,94%, o que revela o baixo dinamismo do Brasil em termos de exportação, face às potencialidades da economia brasileira.

Verificou-se que após a abertura comercial, ao que parece, a indústria de transformação brasileira passou a demandar trabalhadores mais qualificados, com reflexos positivos sobre a competitividade e a estrutura das exportações brasileiras, que se tornaram cada vez mais intensivas em produtos de alta tecnologia.

Pelo exposto, o que se conclui é que a indústria brasileira promoveu ajustes substanciais em termos de produção, emprego, produtividade e salários em resposta à abertura comercial no início dos anos 90. Tudo leva a crer que esses fatos decorrem dos efeitos do processo de reestruturação produtiva da indústria nacional, baseado, fundamentalmente, na

implantação de modernas técnicas de gestão e controle da qualidade e da adoção de tecnologia com viés para o trabalho qualificado.

Neste sentido, é mister buscar explicações para essa evolução na teoria do comércio, através de um modelo que enfoque essas questões de forma interdependente. Este é o objetivo do próximo capítulo.

CAPÍTULO 4

COMÉRCIO E SALÁRIOS: MODELO TEÓRICO

4.1 Introdução

No capítulo 2 mostrou-se que, em geral, os trabalhos que procuraram verificar os efeitos da abertura comercial e do comércio internacional sobre as desigualdades de rendimentos da economia brasileira foram definidos no contexto da teoria das vantagens comparativas (HO) e seus desdobramentos, ou fundamentados na teoria tradicional da economia do trabalho, *e.g.*, teoria do capital humano.

Os resultados das aplicações desses modelos para a economia brasileira não parecem ser conclusivos, de maneira que não há consenso sobre como a abertura da economia brasileira e o comércio internacional afetaram a desigualdade de rendimentos na década de 90. Contudo, alguns pesquisadores encontraram evidências de que houve aumento no prêmio pela qualificação (Arbache e De Negri, 2002; Arbache e De Negri, 2004; Arbache e Corseuil,

2001, entre outros) e uma mudança técnica com viés para o trabalho qualificado, o que comprova a necessidade de buscar alternativas para o entendimento desses efeitos.

No capítulo 3 desta tese mostrou-se que parece ter ocorrido uma mudança na estrutura das exportações brasileiras em direção aos produtos de maior valor adicionado, refletindo-se no tipo de comércio. As exportações brasileiras tornaram-se cada vez mais intensivas em produtos de alta tecnologia, após a abertura comercial. Em particular, os estudos para a economia brasileira não levaram em consideração o fato que houve, durante a década de 90, uma intensificação do comércio intra-industrial, o qual só pode ser entendido em um contexto de diferenciação de produto, economias de escala e da integração econômica.

Ademais, durante as décadas de 80 e 90, houve um crescimento significativo do comércio intra-industrial no Brasil, notadamente no caso de produtos manufaturados (Oliveira, 1986; Lerda, 1988; Hidalgo, 1993; Vasconcelos, 2001 e 2003), o que pode estar contribuindo para a ampliação das desigualdades.

Em nível internacional, evidências empíricas mostram a forte correlação entre o índice de Grubel-Lloyd, que mede o comércio intra-industrial, e a ampliação das desigualdades de rendimentos.

Com base nesse contexto, neste capítulo apresenta-se o modelo de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001), baseado em Dixit e Stiglitz (1977), Dixit e Norman (1980) e Dinopoulos e Segerstrom (1999). Trata-se de um modelo de concorrência imperfeita com aplicação ao comércio internacional que tem como alicerce os modelos de concorrência monopolística de Dixit e Stiglitz (1977), Dixit e Norman (1980), originalmente concebidos para a área de organização industrial e pioneiramente aplicados na área de comércio internacional por Krugman (1979) e Helpman e Krugman (1985).

A seguir, descreve-se a fundamentação teórica utilizada para investigar a relação entre abertura, comércio intra-industrial e desigualdade de rendimentos. O capítulo encontra-se dividido em duas seções, além da introdução, que compreendem, respectivamente, a apresentação do modelo teórico e as conclusões do capítulo.

4.2 Modelo Teórico⁹

O modelo de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001) adota hipóteses chamberlianas, sendo a principal inovação o relaxamento da hipótese de homoteticidade da função de produção. Se a função de produção fosse homotética, um aumento na escala de produção da firma seria Hicks neutro e, sendo assim, a introdução do comércio intra-industrial não afetaria a distribuição funcional da renda. A vantagem deste modelo em relação aos empregados na literatura é que ele provê conexões diretas entre abertura comercial, comércio intra-indústria e estrutura de emprego e salários, ao mesmo tempo em que estrutura um mecanismo formal que permite explicar as mudanças técnicas com vieses para o trabalho qualificado.

Considera-se, por simplicidade, que o mundo consiste apenas de dois países: doméstico e estrangeiro, diferentes em suas dotações de fatores, mas similares em todos os demais aspectos. As subseções 4.2.1 a 4.2.3 descrevem o país doméstico e as subseções 4.2.4 e 4.2.5 discutem, respectivamente, o equilíbrio de autarquia e o equilíbrio em uma situação de livre comércio intra-indústria.

⁹ Esta seção baseia-se em Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001) e adota a mesma simbologia dos autores, com pequenas modificações.

4.2.1 Dotação de Fatores

O país doméstico possui N indivíduos. Esses indivíduos se diferenciam de acordo com suas habilidades inatas. A distribuição de habilidades é uniforme e cada indivíduo tem um horizonte de vida finito e exogenamente dado por $D > 0$. A frequência com a qual os indivíduos nascem e morrem é dada exogenamente e assume-se que se um indivíduo morre, instantaneamente um novo indivíduo é recolocado na força de trabalho com as mesmas habilidades que o anterior. Ou seja, por suposição, a população é estacionária.

Admita que $z \in (0, 1]$ seja o nível de habilidade de um indivíduo e que a decisão de se qualificar depende de considerações sobre a renda permanente, sendo que há dois tipos de trabalhadores: trabalhador qualificado (H) e trabalhador não qualificado (L). Por suposição, os indivíduos são livres para decidir o nível de qualificação com o qual participarão da força de trabalho, mas não há mobilidade entre categorias. Uma vez que o indivíduo se insere no mercado como não qualificado ele não mudará de *status*.

Adicionalmente, assume-se que: i) o salário do trabalhador qualificado é proporcional ao seu nível de habilidade; ii) o salário do trabalhador não qualificado é independente de sua habilidade e; iii) existe um nível de habilidade, \tilde{z} , que faz com que o indivíduo seja indiferente entre investir em capacitação e se tornar um trabalhador qualificado ou permanecer na condição de não qualificado. Todos os indivíduos com habilidade maior que \tilde{z} investirão em capacitação para entrar na força de trabalho como qualificados, enquanto que aqueles indivíduos com nível de habilidade menor que \tilde{z} permanecerão como não qualificados.

Admita que w_H é o salário do trabalhador qualificado; que w_L é o salário do trabalhador não qualificado e que $\omega = w_H/w_L$ é o salário relativo do trabalhador qualificado, todos em unidade de eficiência. Com base nessas hipóteses, é possível mostrar que:

$$\tilde{z} = \frac{\gamma}{\omega}, \text{ com } \gamma = \frac{1 - e^{-\delta D}}{e^{-\delta T} - e^{-\delta D}} \quad (1)$$

sendo que \tilde{z} é decrescente em ω .¹⁰

Sejam $H(\omega)$ e $L(\omega)$ as dotações domésticas de trabalho qualificado e não qualificado, os fatores primários de produção expressos em unidades de eficiência. De acordo com as hipóteses antecedentes, a oferta de trabalho não qualificado é dada por:

$$L(\omega) = \tilde{z}(\omega) \cdot N \quad (2)$$

Note que $L(\omega)$ é uma função decrescente em ω , pois $\tilde{z}_\omega < 0$. Por outro lado, a oferta de trabalho qualificado pode ser expressa como:

$$H(\omega) = \lambda(\omega) \cdot N \quad (3)$$

com $\lambda(\omega) = \frac{1}{2} [1 - \tilde{z}(\omega)] [1 + \tilde{z}(\omega)] \left[1 - \frac{T}{D} \right]$, sendo $\lambda(\omega)$ o nível de habilidade média dos trabalhadores qualificados, o qual é uma função crescente do salário relativo do trabalhador qualificado (ω)¹¹.

¹⁰ A demonstração encontra-se no Apêndice A.

¹¹ $\lambda_\omega = -2\tilde{z}\tilde{z}_\omega > 0$.

Dividindo (3) por (2), tem-se que a oferta relativa de trabalho qualificado, $h(\omega)$, será:

$$h(\omega) = \frac{H(\omega)}{L(\omega)} = \frac{\lambda(\omega)}{\tilde{z}(\omega)} \quad (4)$$

ou seja, $h(\omega)$ é independente do tamanho da população e uma função crescente do salário relativo do trabalho qualificado¹².

Deste ponto em diante, ω será considerado salário relativo de todos os trabalhadores qualificados, independentemente da distribuição de habilidades.

4.2.2 A Função Utilidade

Seguindo a tradição dos modelos de concorrência imperfeita de Dixit e Stiglitz (1977); Dixit e Norman (1980); Krugman (1979) e Helpman e Krugman (1985), assume-se que existe um número limitado de produtos que são diferenciados na economia (por exemplo, televisores, computadores etc), ou seja, podem ser produzidos com muitas variedades (por exemplo, TV 20" preto e branco; TV 20" em cores com *closed caption*; TV 20" em cores com *closed caption* e tela plana etc). Cada indivíduo i tem uma função de utilidade representada por:

$$U^i = \sum_{j=1}^n u(c_j^i) \quad (5)$$

¹² $h_\omega = \frac{\tilde{z}\lambda_\omega - \tilde{z}_\omega\lambda}{\tilde{z}^2} > 0$. Logo, $h_\omega > 0$.

onde j é um índice para a variedade de um produto diferenciado, existindo $j=1,\dots,n$ variedades disponíveis no mercado; c_j^i é a quantidade consumida pelo indivíduo i da variedade j e $u(c_j^i)$ é uma função de subutilidade que, por suposição, assume a seguinte forma:

$$u(c_j^i) = \begin{cases} (c_j^i + c_0)^\rho & \text{para } c_j^i > 0 \\ 0 & \text{se } c_j^i = 0 \end{cases} \quad \text{onde } c_0 > 0 \text{ e } \rho \in (0,1) \quad (6)$$

Percebe-se que a função de utilidade apresenta uma descontinuidade no ponto em que $c_j^i = 0$. Para removê-la basta supor que cada indivíduo consome uma quantidade positiva de todas as mercadorias, de sorte que $c_j^i > 0 \forall j$. De acordo com Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001), preferências representadas por (5) e (6) são quase-homotéticas e idênticas entre indivíduos, tornando possível agregá-las¹³. Ademais, as restrições impostas aos parâmetros c_0 e ρ garantem que a demanda será preço elástica.

Sejam p_j e $x_j = \sum_{i=1}^N c_j^i$ o preço e a quantidade total do bem j , respectivamente, e μ^i

a utilidade marginal da renda do consumidor i . Por suposição, admite-se que prevalecem os rendimentos crescentes à escala, de maneira que cada firma irá produzir um único bem.

Assim, com base nas hipóteses mencionadas, as condições de primeira ordem do processo de maximização da utilidade são as seguintes:

$$u'(c_j^i) = \mu^i p_j \quad \text{com } j = (1,\dots,n). \quad (7)$$

¹³ Um exemplo de função quase-homotética pode ser encontrado em Gorman (1976) – ver referência.

Calculando a elasticidade preço da demanda para a variedade j , tem-se¹⁴:

$$\varepsilon_j^i = -\frac{u'(c_j^i)}{c_j^i u''(c_j^i)} = \sigma \frac{(c_j^i + c_0)}{c_j^i} \quad (8)$$

Seja $c_j \equiv x_j/N$ o consumo per capita da variedade j , então é possível mostrar que a elasticidade total da demanda para o bem j será:

$$\varepsilon_j = \sigma \left(1 + \frac{c_0}{c_j} \right) \text{ com } \sigma = \frac{1}{1 - \rho} \text{ e } j=1, \dots, n. \quad (9)$$

Assim, como assumiu-se que $c_0 > 0$, ε_j será decrescente em c_j .¹⁵

4.2.3 Função de Produção e Funções Custo

Os modelos de Dixit e Norman (1980) e Helpman e Krugman (1985) admitem que a tecnologia de produção é homotética e, neste caso, a proporção de fatores dentro da firma não depende do nível de produção. Para Dixit e Norman (1980, p. 284), “Isto é restritivo, mas tem o mérito de clarear certos aspectos da questão da equalização dos preços dos fatores e desse modo prover um ponto de partida para futuras análises.”

¹⁴ A demonstração encontra-se no Apêndice A.

¹⁵ $\frac{\partial \varepsilon_j^i}{\partial c_j} = \sigma \left[-\frac{c_0}{c_j^2} \right] = -\frac{\sigma c_0}{c_j^2}$

No modelo de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001) relaxa-se a hipótese de homoteticidade da produção, admitindo-se que a tecnologia para cada variedade manufaturada é não-homotética, ao mesmo tempo em que assume-se que há retornos crescentes em escala e que não há diferenças de tecnologia entre variedades.

Seja x o produto fabricado pela firma representativa da indústria. Devido à hipótese de simetria, em equilíbrio cada firma ofertará a mesma quantidade de uma variedade e, assim, a função custo total (M) será dada por:

$$M(w_H, w_L, x) = m(w_H, w_L, x)x \quad (10)$$

onde $m(w_H, w_L, x)$ é a função custo médio, que exhibe as seguintes propriedades: é crescente, côncava e homogênea de grau um (HG1) nos preços dos fatores e; x é a quantidade produzida pela firma.

A Figura 1 mostra as funções custo marginal, custo médio e oferta da firma quando a tecnologia exhibe segmentos com retornos crescentes em escala. Pode-se notar que a função custo médio é decrescente no produto da firma, na parte relevante. Assim, neste segmento $m_x = \partial m / \partial x < 0$.

Admita que $a_J = \partial m(w_H, w_L, x) / \partial w_J$ é a demanda condicional do fator J , ou seja, a quantidade do fator J , $J = H, L$, que a firma necessita empregar para produzir uma unidade de manufatura. A exemplo de Jones (1965), considere que $\beta_J \equiv (x/a_J)(\partial a_J / \partial x)$ representa “[...] a elasticidade para uma firma representativa dos requisitos do insumo J por unidade de variação no produto” (DINOPOULOS; SYROPOULOS; XU, 2001, p.11), isto é, β_J é a variação na quantidade do insumo J devido à mudança no produto.

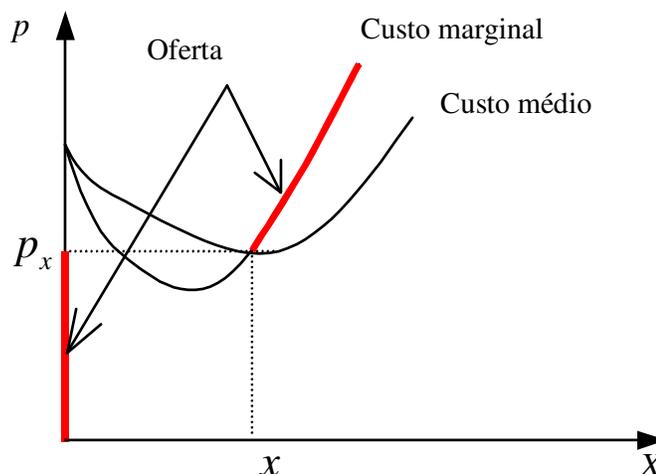


Figura 1 – Curvas de custo com segmentos de rendimentos crescentes à escala

FONTE: Adaptação de Mas-Colell, 1995, p. 144.

Seja:

$$|\beta| \equiv \frac{\partial \ln(a_H / a_L)}{\partial \ln(x)} = \frac{\partial [\ln a_H - \ln a_L]}{\partial \ln x} = \beta_H - \beta_L. \quad (11)$$

Então, de acordo com a definição de progresso técnico de Hicks (1932), se $\beta_H - \beta_L > 0$ diz-se que o progresso técnico ocorre com viés para o trabalho qualificado ou, em contrapartida, é poupador de mão-de-obra não qualificada. Sendo assim, quando ocorre uma mudança tecnológica, o emprego relativo de trabalhadores qualificados aumenta. Por outro lado, se $\beta_H - \beta_L < 0$, o progresso técnico é viesado para o trabalho não qualificado e este tipo de trabalho experimentará um aumento no emprego relativo frente a uma expansão na produção. Finalmente, se $\beta_H - \beta_L = 0$ não haverá viés e o efeito da expansão da produção sobre a demanda de fatores será neutro, ou seja Hicks-neutro.

A literatura empírica sugere uma correlação positiva entre tamanho da firma e a intensidade do uso de trabalho qualificado (Hansson, 1996; Pavcnik, 2000). Sendo assim, espera-se uma correlação positiva entre tamanho da firma e proporção de trabalho qualificado. Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001, p.12) mostraram que:

Condição A: Um aumento no tamanho x da firma representativa tem viés para o trabalho qualificado no sentido que uma expansão em x aumenta a intensidade de qualificação para a produção de cada variedade, mantendo constantes os preços dos fatores, isto é, $|\beta| > 0$.

Intuitivamente, isto significa que, devido à hipótese de não-homoteticidade da função de produção, a demanda por fatores tem viés para o trabalho qualificado. Se a função de produção fosse homotética, a demanda por fatores aumentaria na mesma proporção que o aumento na produção e $\frac{a_H}{a_L}$ seria independente do tamanho da firma. Neste caso, $|\beta| = 0$.

A seguir discute-se o equilíbrio em uma economia fechada.

4.2.4 Equilíbrio em uma Economia Fechada

Nesta seção as condições de equilíbrio em autarquia são apresentadas e discutidas. A discussão tem início com a apresentação da condição de equilíbrio no mercado de produtos.

Como comentado anteriormente, em um ambiente onde o custo médio é decrescente e há diferenciação de produtos, cada firma se especializará na produção de uma única variedade, aproveitando as economias de escala.

Admitindo que cada firma exerça seu poder de monopólio, a firma representativa escolherá produzir no ponto em que a receita marginal é igual ao custo marginal, maximizando lucro.

Lembrando que a receita marginal é dada por $RMg = p \left[1 - \frac{1}{\varepsilon(x/N)} \right]$ e que a função custo total da manufatura (M) é igual à $M(w_H, w_L, x) = m(w_H, w_L, x)x$, tem-se que, no equilíbrio da firma:

$$p \left[1 - \frac{1}{\varepsilon(x/N)} \right] = m(w_H, w_L, x) + m_x(w_H, w_L, x)x \quad (12)$$

Adota-se a tradição chamberliana de atonicidade das firmas, de maneira que cada firma toma a renda e o preço da indústria como dados e escolhe seu preço. No equilíbrio de longo prazo, na hipótese de ausência de barreiras à entrada ou saída de firmas, os lucros na indústria serão iguais a zero, ou seja, o preço é igual ao custo médio. Logo:

$$p = m(w_H, w_L, x). \quad (13)$$

A condição de equilíbrio no mercado de produto é obtida dividindo (13) por (12). Assim,

$$r(x/N) \equiv \left[1 - \frac{1}{\varepsilon(x/N)} \right]^{-1} = \frac{m(w_H, w_L, x)}{m(w_H, w_L, x) + m_x(w_H, w_L, x)x} \equiv e(w_H, w_L, x). \quad (14)$$

poder de monopólio grau de economias de escala

com p e $\varepsilon(\cdot)$ representando, respectivamente, o preço de uma variedade e a elasticidade da demanda definida em (9).

O lado esquerdo de (14) mede o poder de monopólio da firma representativa no mercado e o lado direito é a relação custo médio/custo marginal que reflete as economias de escala ao nível da firma.

A condição (14) pode ser reescrita como:

$$r(x/N) = e(\omega, x). \quad (\text{condição de preço}) \quad (15)$$

A expressão (15) representa a condição de equilíbrio no mercado de produto. Pode-se mostrar que $e(\omega, x)$ é decrescente em ω , isto é: $e_\omega < 0$ ¹⁶. Por outro lado, a condição de segunda ordem requer que $r_x(x/N) - e_x(\omega, x) > 0$.¹⁷

Com relação às condições de equilíbrio no mercado de fatores, tem-se que o equilíbrio ocorrerá quando a demanda total de fatores for igual à oferta de fatores. Como mencionado anteriormente, em equilíbrio, cada firma ofertará a mesma quantidade de cada variedade produzida (x) e, assim, seja $X \equiv xn$ o produto manufaturado total produzido pelo país, onde n é o total de variedades disponíveis no mercado.

Então, as condições de equilíbrio no mercado de fatores podem ser representadas por:

$$a_H(w_H, w_L, x)X = H(w) \quad (16)$$

$$a_L(w_H, w_L, x)X = L(w) \quad (17)$$

¹⁶ No Apêndice B mostra-se que $e_w = -e \left(\frac{wa}{m} \right) \left[\frac{x}{a} \frac{\partial a}{\partial x} - \frac{xm_x}{m} \right] < 0$.

¹⁷ Para verificação, consultar Mas-Collel (1995, capítulo 5, p. 135) e Varian (1992, cap. 13, p. 216).

Em (16) tem-se que a demanda total de trabalho qualificado $[a_H(w_H, w_L, x)X]$ é igual à oferta total de trabalho qualificado $[H(w)]$. Uma vez que as demandas condicionais de fatores $a_J(\cdot)$ são homogêneas de grau zero nos preços dos fatores, $a_J(w_H, w_L, x)$, $J = H, L$, dependerá apenas de ω , o salário relativo. Similarmente, em (17) tem-se que a demanda total de trabalho não qualificado é igual à sua oferta.

Dividindo (16) por (17) e reescrevendo, obtém-se:

$$\frac{a_H(\omega, 1, x) X}{a_L(\omega, 1, x) X} = h(\omega), \quad \text{com } \omega = \frac{w_H}{w_L} \quad (18)$$

onde $h(\omega) = \frac{H(\omega)}{L(\omega)}$ é a dotação relativa de trabalho qualificado.

Essa é a condição de equilíbrio no mercado de fatores, que requer que a oferta relativa de trabalho qualificado seja igual à dotação relativa de trabalho qualificado.

A Figura 2 mostra as curvas que representam as condições de equilíbrio nos mercados de produto e de fatores (curvas PP e FF, respectivamente). Observa-se que, mantendo N constante, há uma relação inversa entre ω e x (curva PP, que garante o equilíbrio no mercado de produto).

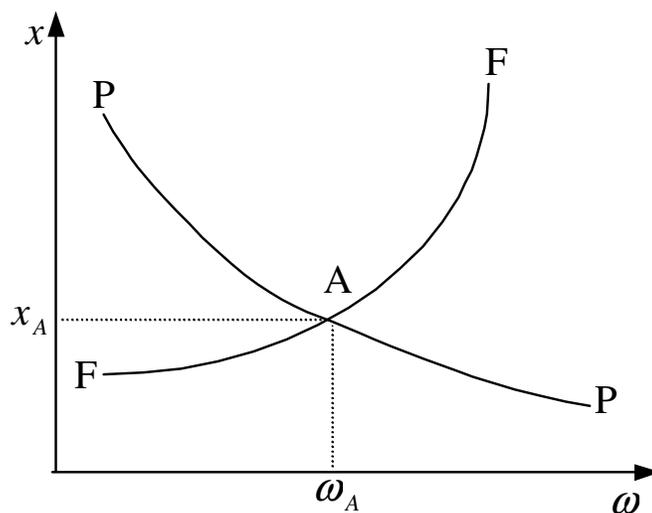


Figura 2 – Equilíbrio em autarquia

FONTE: Dinopoulos, Syropoulos e Xu, 2001.

De fato, considere que a condição A é satisfeita e que haja um aumento no produto da firma representativa. Dados os preços dos fatores, isto implicará em aumento da demanda relativa de trabalho qualificado, uma vez que

[...] um aumento no produto x reduz a elasticidade \mathcal{E} e então aumenta o grau de poder de monopólio da firma $r(\cdot)$ relativo ao grau de economias de escala. Para restabelecer a igualdade, o valor de $e(\cdot)$ deve aumentar e isto requer que o salário relativo ω dos trabalhadores qualificados diminua. (DINOPOULOS, SYROPOULOS e XU, 2001, p.15).

Por outro lado, caso N aumente, a curva PP deslocar-se-á para a direita, indicando um salário relativo maior a qualquer nível de produto. Isto ocorre devido à redução do poder de monopólio da firma representativa, $r(\cdot)$.

Com relação à curva que mostra o equilíbrio no mercado de fatores (curva FF), tem-se que, devido às características da função custo e da demanda condicional de fatores, um

aumento no produto x requer um aumento relativo na demanda por trabalho qualificado, *ceteris paribus*.

Lembrando que a demanda condicional de fatores $[a_J(\cdot), J = H, L]$ é homogênea de grau zero, um aumento no salário relativo do trabalho qualificado faz com que a proporção $\frac{a_H}{a_L}$ diminua em cada firma, dando origem a um excesso relativo de oferta de trabalho qualificado. Por outro lado, a oferta relativa de trabalho qualificado $[h(\omega)]$ aumenta à medida que ω se eleva. Assim, a condição de equilíbrio no mercado de fatores implica em uma curva positivamente inclinada, a curva FF na Figura 2.

Observa-se pela figura que há um único ponto de equilíbrio; o ponto A, que estabelece o salário relativo e o produto de equilíbrio de autarquia, ω_A e x_A , respectivamente.

4.2.5 Os Efeitos do Comércio Intra-Indústria

Nas subseções precedentes foram apresentadas as relações entre as variáveis para o país doméstico que, *mutatis mutandis*, aplicam-se ao país estrangeiro. Nesta subseção, discute-se os efeitos que a abertura comercial promove nos dois países.

Considere que os dois países, como de início, diferem em suas dotações relativas de trabalho qualificado. O país doméstico é relativamente escasso em trabalho qualificado, isto é, $h(\omega) < h^*(\omega)$ (para todo ω relevante) e um país relativamente menor que o estrangeiro ($N < N^*$). O símbolo (*) indica variáveis do país estrangeiro.

A Figura 3 mostra os efeitos do comércio intra-indústria sobre o salário relativo dos trabalhadores qualificados e o tamanho da firma representativa¹⁸. As curvas FF e PP para o país doméstico e FF* e PP* para o estrangeiro representam, respectivamente, os equilíbrios nos mercados de fatores e de produtos.

Admita que as economias partem de uma situação inicial de equilíbrio de autarquia (pontos A e A* na Figura 3) e que haja um processo de abertura comercial. Na ausência de impedimentos ao comércio, os dois países se engajarão no comércio intra-indústria. A curva PP está à esquerda da curva P*P*, pois o país doméstico é menor que o estrangeiro e a curva F*F* está à esquerda de FF porque o país doméstico é relativamente escasso em trabalho qualificado.

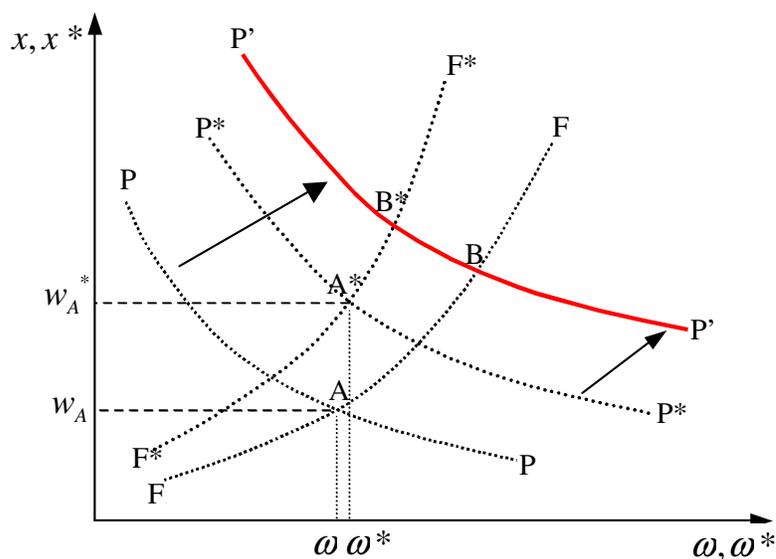


Figura 3 – Efeitos do comércio intra-indústria

FONTE: Adaptação de Dinopoulos, Syropoulos e Xu, 2001.

¹⁸ Neste caso a *proxy* usada para o tamanho da firma é o produto produzido, x .

No equilíbrio de autarquia o país doméstico é caracterizado por possuir firmas menores relativamente ao estrangeiro, sendo o salário relativo de equilíbrio para este país menor que o observado para o estrangeiro.¹⁹

Com base nos equilíbrios de autarquia, determina-se (ω_A, x_A) e (ω_A^*, x_A^*) . A passagem do equilíbrio autárquico para o livre comércio intra-indústria não muda as curvas FF e F*F*. Isto ocorre devido à condição de equilíbrio no mercado de fatores (18), que depende somente da oferta relativa de trabalho qualificado, sendo que, por hipótese, não há mobilidade de fatores entre países.

Contudo, analisando a questão do ponto de vista da firma representativa, observa-se que, com a abertura, cada firma do país doméstico ou estrangeiro terá seu mercado ampliado para $N + N^*$ consumidores, de maneira que a condição de preço dada por (15) deverá levar em consideração um mercado de tamanho $N + N^*$. Admitindo que as firmas produzem com tecnologias idênticas e que atendem ao mesmo mercado, a curva P'P' na Figura 3 representará sua nova condição de preço.

Percebe-se, então, que, na ausência de mobilidade de fatores, o livre comércio intra-indústria expande o tamanho da firma representativa nos dois países, representado pela sua produção, e aumenta a elasticidade preço da demanda para cada variedade produzida, mudando as curvas PP e P*P* para P'P'.

¹⁹ No caso geral, não há como garantir, *a priori*, em qual país o salário relativo dos trabalhadores qualificados será maior, pois isto depende de questões relativas à natureza do mercado de trabalho.

Os pontos B e B* representam a situação de livre comércio, ficando claro que há um aumento no salário relativo dos trabalhadores qualificados nos dois países, contrário ao preconizado por HOS.

Devido à relação positiva entre salário relativo e intensidade do uso do trabalho qualificado na produção, observa-se um aumento na proporção de trabalhadores qualificados ao nível de firma (e indústria) nos dois países.

Desta forma, com a introdução do comércio intra-indústria verifica-se que as seguintes proposições são válidas:

Proposição 1: Se a expansão da produção é viesada para o trabalho qualificado (i.e., prevalece a Condição A) e os consumidores em ambos os países consomem uma quantidade positiva de todas as variedades disponíveis sobre comércio livre, então a passagem da autarquia ao livre comércio intra-indústria:

- (a) aumenta o salário relativo do trabalho qualificado ω em ambos os países;
- (b) gera um aumento na qualificação da firma típica através do aumento na intensidade de qualificação na produção e abundância relativa de trabalho qualificado em ambos os países;
- (c) aumento no produto da variedade típica x nos dois países;
- (d) aumento na produtividade total dos fatores nos dois países.

Proposição 2: Se a expansão da produção é viesada para o trabalho qualificado (i.e., prevalece a Condição A) e os consumidores em ambos os países consomem uma quantidade positiva de todas as variedades disponíveis sobre livre comércio, então o salário relativo do trabalhador qualificado ω é menor (maior) e o produto por variedade x é maior (menor) no país com abundância em trabalho qualificado (não qualificado) sobre livre comércio intra-indústria. (DINOPOULOS; SYROPOULOS; XU, 2001, p.19).

4.3 Conclusões

Neste capítulo descreveu-se o modelo de concorrência imperfeita de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001), que mostra as repercussões sobre o emprego, rendimentos e produtividade de um processo de abertura comercial com comércio intra-industrial.

A principal inovação desse modelo, em relação aos modelos de Dixit e Stiglitz (1977); Dixit e Norman (1980) e Krugman (1979), diz respeito ao relaxamento da hipótese de homoteticidade da função de produção.

Como demonstrado, a abertura comercial e a introdução do comércio intra-indústria contribuem para ampliar a desigualdade salarial entre trabalhadores qualificados e não qualificados, diferentemente de estudos baseados na análise de Heckscher-Ohlin-Samuelson, onde o livre comércio contribui para a melhoria da distribuição de renda.

Uma das principais implicações do modelo, que é objeto de estudo nesta pesquisa, diz respeito à correlação positiva entre comércio intra-indústria e salário relativo do trabalho qualificado $\omega = w_H/w_L$. Neste sentido, nos capítulos seguintes serão apresentados e discutidos os dados e a metodologia empírica utilizada para tratar essas questões no caso brasileiro, com base no modelo teórico aqui exposto.

CAPÍTULO 5

DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS E DESCRIÇÃO DOS DADOS UTILIZADOS

5.1 Introdução

No capítulo anterior foi apresentado o modelo teórico adotado nesta tese. Neste capítulo, descreve-se os procedimentos empíricos utilizados para analisar os efeitos da abertura e do comércio intra-industrial sobre as desigualdades salariais entre trabalhadores qualificados e não qualificados da indústria de transformação brasileira.

A análise se restringe à indústria de transformação brasileira e ao período pós-abertura. De acordo com Kume, Piani e Souza (2003), a reforma tarifária do período 1988-89 não produziu efeitos significativos sobre o grau de proteção à indústria interna, uma vez que manteve intactas as restrições não-tarifárias e os regimes especiais de tributação. Neste sentido, considera-se, nesta tese, o ano de 1990 como marco da abertura comercial no Brasil.

O capítulo encontra-se dividido em duas seções, além desta breve introdução. Na seção seguinte são apresentadas as fontes de dados utilizadas na pesquisa. Far-se-á uma análise das principais variáveis do modelo, as quais contemplam informações sobre produção, emprego e rendimento na indústria de transformação e informações de comércio exterior. A última seção traz as conclusões do capítulo.

5.2 Dados utilizados

Os dados utilizados nesta tese são provenientes da Pesquisa Industrial Anual (PIA) – Empresa, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do Sistema Alice/Web, do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC).

A PIA – Empresa é uma publicação do IBGE que reúne informações das empresas do setor industrial brasileiro com o objetivo principal de identificar suas características estruturais e suas transformações ao longo do tempo.

Essa série teve início em 1966, sendo, então, publicada em anos intercensitários até 1995, com exceção do ano de 1991, para o qual não existem estatísticas da PIA. Em 1996 houve um aperfeiçoamento metodológico no sentido de adequá-la ao modelo das estatísticas industriais, comerciais e de serviços do IBGE.

A série posterior a 1996 possui uma maior desagregação e abrangência, sendo, portanto, mais completa. Contudo, para compatibilizar os dados dos dois períodos, foi necessário restringir a análise aos gêneros da indústria de transformação para os quais as informações para o período 1990-2001 eram compatíveis.

As indústrias investigadas são: produtos alimentares e bebidas; fumo; têxtil; vestuário e confecção; madeira; papel e celulose; edição, impressão e reprodução de gravações; químicos inorgânicos; farmacêutica; produtos químicos diversos, exceto orgânicos; borracha; materiais plásticos; minerais não-metálicos; siderúrgica; de alumínio; produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos; material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações e telecomunicações; veículos; material de transporte; indústria moveleira e indústrias diversas.

Na Tabela A1 do Apêndice C²⁰ encontra-se a relação das indústrias examinadas juntamente com os tamanhos da amostra utilizados na PIA ao longo do período 1990-2001. Percebe-se que a mudança da metodologia implementada em 1996 aumentou substancialmente a amostra. A participação média da amostra no número total das empresas da indústria de transformação é de 84,29%.

De acordo com o IBGE (2003, *on line*), a PIA é uma amostra probabilística de empresas industriais, “[...] composta pelos mesmos informantes, incorporando apenas as mudanças ocorridas ao longo do tempo, devido à própria dinâmica do setor industrial do País”.

Com relação ao processo de seleção, fazem parte do cadastro de seleção da PIA as empresas que satisfazem os seguintes requisitos:

- ter registro no Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica do Ministério da Fazenda (CNPJ);
- estar classificada no Cadastro de Empresas do IBGE como empresa industrial, isto é, ter atividade principal contemplada pelas seções C e D da CNAE, Indústrias Extrativas e de Transformação, respectivamente;
- ter 5 ou mais pessoas ocupadas. (IBGE, 2003, p.10).

²⁰ Todas as tabelas cuja numeração iniciem por A encontram-se no Apêndice C.

A classificação das atividades adotada pela Pesquisa Industrial Anual é a Classificação Nacional de Atividades Econômicas, correspondente às Seções C e D (Indústrias Extrativas e de Transformação, respectivamente). Contudo, nesta tese, a análise se restringiu à Indústria de Transformação (Seção D da CNAE).

Na Tabela A2, mostra-se a participação de cada indústria no número total das indústrias examinadas. As indústrias com maior peso na amostra são, em ordem decrescente de importância, produtos alimentares e bebidas; vestuário e acessórios; minerais não-metálicos; edição impressão e reprodução de gravações e mobiliário.

Da Pesquisa Indústria Anual foram obtidas informações referentes a emprego, salário, valor da produção, investimento em máquinas e equipamentos, entre outras. As informações de comércio exterior, tais como: valor das exportações e importações foram obtidas no Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, Sistema AliceWeb.

Para tornar compatíveis as estatísticas de comércio exterior às informações da PIA, divulgadas pelo IBGE, comparou-se o conteúdo dos capítulos da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX) com as divisões e subdivisões da CNAE ao nível de desagregação de dois e três dígitos. Os resultados da compatibilização encontram-se na Tabela A3.

A partir dessa compatibilização, fez-se um desdobramento dos setores para obter algumas subdivisões de interesse da pesquisa. Os resultados são apresentados na Tabela 5, que mostra os segmentos da indústria de transformação que serão analisados e traz, também, os códigos referentes à CNAE.

Tabela 5 – Relação dos Setores e Sub-setores da Indústria de Transformação Analisados

Divisão CNAE	Descrição
15	Produtos alimentares e bebidas*
16	Produtos de fumo
17	Produtos têxteis
18	Confecção de artigos do vestuário e acessórios
19	Preparação de couros e de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados
20	Produtos de madeira
21	Celulose, papel e produtos de papel
22	Edição, impressão e reprodução de gravações
241	Produtos químicos inorgânicos
245	Produtos farmacêuticos
243, 244, 246, 247 e 248	Produtos químicos diversos não especificados, exceto químicos orgânicos
251	Borracha e suas obras
252	Plástico e suas obras
26	Produtos de minerais não-metálicos
272	Siderurgia
274	Alumínio
28	Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos
32	Material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de telecomunicações
34	Montagem de veículos automotores, reboque e carrocerias
35	Embarcações, veículos ferroviários, aeronaves, motocicletas, bicicletas e outros equipamentos de transporte
361	Indústria mobiliária
362	Indústrias diversas

FONTE: Elaboração própria, a partir da Classificação Nacional de Atividades Industriais, do IBGE.

* Descontada a produção de álcool etílico.

Após esta classificação, partiu-se para a análise das mudanças na composição do emprego e rendimentos na indústria de transformação. As análises foram feitas tanto para o total da indústria como para cada segmento industrial. Paralelamente, fez-se um acompanhamento da evolução das variáveis no tempo, destacando-se, entre elas, a evolução das exportações e importações por segmento industrial; o índice de comércio intra-indústria; a relação trabalho qualificado/não qualificado e o salário relativo do trabalhador qualificado.

Foi usada uma *proxy* para qualificação, uma vez que não há como mensurar diretamente o nível de qualificação dos indivíduos. Tendo em vista que os dados utilizados provêm da Pesquisa Industrial Anual, a *proxy* para qualificação é a posição que o trabalhador ocupa na firma. Desta forma, foram classificados como qualificados aqueles trabalhadores que exercem atividades administrativas e como não qualificados aqueles trabalhadores diretamente ligados à produção, uma vez que esta é a classificação adotada pela PIA.

O comércio intra-indústria foi mensurado a partir do índice de comércio intra-indústria de Grubel e Lloyd (1975), amplamente utilizado em estudos correlatos (Hidalgo, 1993; Lerda, 1988; Vasconcelos, 2001 e 2003). O valor do índice de comércio intra-indústria agregado (CII) foi calculado a partir da seguinte expressão:

$$CII = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N |X_i - M_i|}{\sum_{i=1}^N (X_i + M_i)} \quad (19)$$

sendo que o índice de comércio intra-indústria de Grubel-Lloyd, em nível de setor, é dado pela seguinte expressão:

$$CII_i = 1 - \frac{|X_i - M_i|}{(X_i + M_i)} \quad (19')$$

onde X_i e M_i representam, respectivamente, o valor das exportações e importações na indústria i . O valor do índice que mede o comércio intra-indústria (CII) pode variar no intervalo $[0, 1]$, sendo que se o valor do índice for igual a 1 todo o comércio será do tipo intra-indústria. Diferentemente, se $CII = 0$ todo o comércio será interindústria, podendo ser explicado neste caso pela teoria tradicional do comércio internacional (HO). O cálculo do índice de CII se restringiu nesta tese ao comércio de produtos manufaturados.

O próximo passo da investigação foi estabelecer os procedimentos para a construção de algumas variáveis utilizadas na análise. A partir da Pesquisa Industrial Anual foram utilizadas as informações definidas a seguir:

- a) valor bruto da produção industrial (PIB_i): corresponde ao valor bruto da produção industrial do setor em questão, expresso em mil Reais, deflacionado pelo deflator implícito do PIB, do IBGE, para reais do ano de 2001;
- b) total de trabalhadores por segmento industrial: é o total de trabalhadores ocupados em 31 de dezembro, que corresponde à soma dos trabalhadores qualificados (a_H - administrativos) mais os trabalhadores não qualificados (a_L - diretamente ligados à produção);
- c) emprego relativo de trabalho qualificado (ER): é o emprego qualificado por segmento industrial (a_H) dividido pelo emprego não qualificado por segmento industrial (a_L), ou seja: $ER_i = \left(\frac{a_H}{a_L} \right)_i$;
- d) produtividade do trabalho (PROD): é o quociente entre o PIB setorial e o total de trabalhadores empregados na produção do setor em questão (a_L)²¹;
- e) salário médio dos trabalhadores qualificados (w_H): é a massa salarial dos trabalhadores qualificados dividida pelo total de trabalhadores qualificados;
- f) salário médio dos trabalhadores não qualificados (w_L): divisão da massa salarial dos trabalhadores não qualificados pelo total de trabalhadores não qualificados;

²¹ Trata-se de uma *proxy* para produtividade do trabalho, uma vez que, devido às dificuldades operacionais no cômputo do valor agregado pelo método da “dupla deflação”, optou-se por utilizar a relação entre o valor bruto da produção industrial e o total de trabalhadores empregados na produção do setor. Como ressaltam Salm, Sabóia e Carvalho (1997), deve-se levar em conta essas limitações quando da análise dos resultados.

- g) salário relativo dos trabalhadores qualificados (ω): resultado da divisão do salário médio dos trabalhadores qualificados (w_H) pelo salário médio dos trabalhadores não qualificados (w_L), isto é, $\omega = \frac{w_H}{w_L}$;
- h) investimento médio ($INVMD_i$) no setor: é o valor do investimento médio por firma em máquinas e equipamentos novos, importados ou nacionais, em mil Reais do ano de 2001. Esta variável, apesar das limitações, será uma *proxy* para tecnologia.

Finalmente, com as informações do Sistema AliceWeb e o resultado da compatibilização da base de dados foi possível obter e construir as seguintes variáveis:

- a) X_i – valor das exportações por segmento da indústria de transformação em mil dólares;
- b) M_i – valor das importações por segmento da indústria de transformação em mil dólares;
- c) CII_i – índice de comércio intra-indústria por segmento industrial, obtido a partir da expressão (19);
- d) $OPEN_i$ – índice que representa o grau de abertura comercial no segmento industrial i .

Este índice foi calculado com base na seguinte fórmula: $OPEN_i = \frac{X_i + M_i}{PIB_i}$.

5.2.1 Descrição dos Dados

As indústrias examinadas são responsáveis, em média, por 81,55% do emprego total da indústria de transformação, o que demonstra a representatividade dessas indústrias no emprego total (ver a Tabela A4). As indústrias que mais empregam são, em média, por ordem decrescente de importância, alimentos e bebidas (17,72%); vestuário (6,84%); têxtil (6,19%);

couro e calçados (5,79%); veículos e equipamentos de transporte (5,57%); minerais não-metálicos (4,89%) e plásticos (3,52%).

Com relação ao número médio de empregados por empresa, as indústrias que se destacam são: fumo (363,0); siderurgia (258,49); veículos (236,29); material eletrônico, comunicações e telecomunicações (181,97); equipamentos de transporte (175,61); couro e calçados (167,15); alumínio (160,83) e têxteis (139,5), contra uma média de 100,92 empregados por empresa para o total da indústria de transformação (ver a Tabela A5).

Também é possível observar na Tabela A5 que, ao longo do período 1990-2001, houve uma redução substancial no número médio de trabalhadores por empresa, à exceção das seguintes indústrias: fumo; produtos químicos inorgânicos e farmacêutica. É possível que isto tenha ocorrido em função do processo de modernização da estrutura produtiva, ocorrido no início dos anos 1990 e que foi descrito no capítulo 3.

Na Tabela A6 apresenta-se a evolução da participação relativa do emprego qualificado no período 1990-2001, definido como o total de trabalhadores administrativos na indústria, no emprego total do setor. Inicialmente, pode-se notar a acentuada tendência de aumento da participação do emprego qualificado, com destaque para as seguintes indústrias: couro e calçados; madeira; têxtil; vestuário e artigos de plástico. Essas indústrias cresceram à taxa média anual de 11,87%; 8,22%; 7,83%; 7,43% e 6%, no período 1990-2001, respectivamente, enquanto a taxa média de crescimento anual para o total da indústria de transformação foi de 3,63% a.a.

É possível observar, também, que nas indústrias farmacêutica; de edição impressão e reprodução de gravações; produtos químicos diversos e químicos inorgânicos houve uma redução da participação do emprego qualificado no emprego total, com ênfase para a indústria

farmacêutica (-2,49% a.a., em média) e edição, impressão e reprodução de gravações (- 2,24% a.a., em média).

Esses fatos somados confirmam a representatividade da amostra, uma vez que estão de acordo com o comportamento verificado para o total da indústria de transformação, como foi verificado no capítulo 3.

A Tabela A7 permite avaliar a participação do valor bruto da produção de cada indústria no valor bruto da produção da indústria de transformação como um todo, no período 1990-2001. Os setores analisados produziram, em média anual, 75,24% do PIB da indústria de transformação, com ênfase para a indústria de produtos alimentares e bebidas (19,08%, em média); veículos (7,07%, em média) e produtos químicos diversos (7,02%, em média).

Cabe destacar que, enquanto a participação da indústria de veículos no total do valor bruto da produção apresentou um crescimento significativo, passando de 4,63% em 1990 para 8,64% em 2001, a indústria siderúrgica reduziu consistentemente sua participação no período. Uma redução expressiva de 5,76 pontos de percentagem: de 7,24%, em 1990, para 1,48%, em 2001 (Tabela A7).

Quanto à evolução do valor bruto da produção no período 1990-2001 (ver Tabela A8), as grandes reduções ocorreram nos setores: siderúrgico (-10,9% a.a.); produtos diversos (-5,98% a.a.) e produtos de metal (-3,51% a.a.). Diferentemente, tem-se que os setores: produtos químicos inorgânicos (9,78% a.a.); veículos (7,01% a.a.); madeira (6,23% a.a.) e artigos do mobiliário (5,89% a. a.) cresceram substancialmente. No mesmo período, a taxa média de crescimento para os 22 setores analisados foi de 1,73% a.a., levemente superior àquela observada para o total da indústria de transformação (1,68% a.a.).

Tabela 6 – Evolução da produtividade média industrial real (em R\$ 1.000,00) – total da indústria de transformação brasileira e setores selecionados, 1990/2001

Gêneros	1990	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos Alimentares e Bebidas*	188,69	226,69	233,23	235,97	216,21	174,79	116,62	117,56	118,52	113,22	121,29
Fumo	326,07	381,69	444,86	437,80	396,27	336,12	168,89	164,80	191,77	167,35	169,54
Têxtil	110,08	115,42	114,26	107,61	108,01	78,72	66,21	64,31	72,33	67,49	62,74
Vestuário e acessórios	67,90	69,55	94,50	101,16	59,74	42,92	33,19	35,49	30,94	26,95	26,41
Couro e calçados	57,56	59,58	76,75	71,30	62,30	51,73	44,30	40,72	43,48	41,31	40,61
Madeira	52,36	54,93	69,93	59,55	55,01	40,06	34,64	30,12	35,87	30,78	34,71
Celulose, papel e gráfica	182,90	194,40	182,01	201,12	241,55	169,38	126,18	129,61	151,89	170,45	160,96
Edição, impressão e reprodução de gravações	141,40	151,08	169,81	186,64	227,66	160,42	93,69	91,98	85,00	91,38	83,67
Químicos inorgânicos	294,66	323,85	422,72	372,99	373,18	471,53	275,17	289,12	363,66	363,43	382,86
Farmacêutico	294,75	366,50	377,44	441,11	504,86	337,90	181,06	186,37	200,54	158,36	149,37
Produtos químicos diversos**	386,37	466,78	465,67	489,95	494,54	343,28	226,30	223,43	260,84	248,30	264,72
Borracha	157,51	165,74	180,78	158,57	164,14	120,41	94,96	100,72	97,13	102,33	97,99
Materiais plásticos	110,97	136,58	115,52	115,56	119,95	101,72	77,40	77,57	81,70	90,63	86,58
Minerais não-metálicos	109,86	146,60	146,12	145,61	145,69	81,84	66,97	67,92	66,21	65,76	71,52
Siderúrgico	330,00	309,89	291,81	282,95	276,26	172,61	152,77	149,97	190,95	241,41	239,49
Alumínio	229,93	274,76	240,28	244,40	284,03	248,26	212,74	188,25	244,76	284,71	287,45
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	106,45	136,21	142,20	123,70	125,88	119,26	109,73	112,90	123,99	156,28	158,32
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações e telecomunicações	243,94	322,53	466,40	397,34	383,49	348,56	240,63	237,11	289,67	314,04	316,54
Veículos automotores, reboque e carrocerias	137,35	150,06	158,27	149,69	151,62	227,14	185,13	176,30	171,99	192,02	196,16
Outros equipamentos de transporte	138,33	147,57	139,35	121,66	136,64	152,08	154,14	182,61	232,95	259,89	276,45
Artigos do mobiliário	72,92	59,67	74,95	78,86	82,50	55,88	46,31	43,83	43,85	47,53	46,67
Indústrias diversas	114,99	138,85	148,93	134,63	133,47	66,10	50,36	51,84	54,13	48,58	49,45
Total das 22 indústrias	175,23	199,95	216,17	211,74	215,59	177,30	125,34	125,57	143,28	149,19	151,07

FONTE: IBGE, Pesquisa Industrial Anual – dados brutos. Elaboração própria.

* Exceto álcool etílico. ** Exceto químicos orgânicos.

A Tabela 6 mostra a evolução da produtividade média industrial, definida como o resultado da divisão do valor bruto da produção industrial do setor pelo total de trabalhadores na produção. Inicialmente, pode-se verificar que apesar do aumento da produtividade no começo do período, 1990-1995, ao longo do período 1990-2001, a produtividade média diminuiu em 16 das 22 indústrias examinadas. Em média, as reduções mais expressivas

ocorreram na indústria de vestuário (-7,57% a.a.), indústrias diversas (-6,79% a.a.), produtos farmacêuticos (-5,51% a.a., em média) e fumo (-5,3%, em média).

Cabe ressaltar que a produtividade calculada neste caso refere-se ao valor bruto da produção industrial (anual) dividido pelo total de empregados em 31 de dezembro, o que pode estar subestimando o verdadeiro valor da produtividade.

Ademais, a comparação da produtividade ao longo do tempo pode ser prejudicada em função da mudança de metodologia da Pesquisa Industrial Anual em 1996. Desta forma, calculando a taxa de crescimento anual média para os subperíodos 1990/95 e 1996/2001 (Tabela 7), observa-se que no subperíodo 1990/95 apenas 4 indústrias reduziram a produtividade média (siderurgia, vestuário e acessórios, têxtil e outros equipamentos de transporte), enquanto no subperíodo 1996/2001 18 das 22 indústrias apresentaram taxa de crescimento anual negativa.

De maneira geral, a partir dos dados da PIA, do IBGE, constatou-se que houve uma diminuição da produtividade média entre os subperíodos 1990/95 e 1996/2001. Ademais, o desvio padrão, que é um indicador de maior uniformidade, reduziu-se substancialmente no período 1997/2001. Estes resultados mostram que deve ter ocorrido uma quebra estrutural no ano de 1996, motivada tanto por fatores econômicos, quanto pela mudança de metodologia da Pesquisa Industrial Anual.

Enfatiza-se que esta variável é uma *proxy* para produtividade do trabalho, uma vez que, devido às dificuldades operacionais no cômputo do valor agregado, optou-se por utilizar a relação entre o valor bruto da produção industrial e o total de trabalhadores empregados na produção do setor. Assim, deve-se levar em conta essas limitações quando da análise dos resultados.

Tabela 7 – Produtividade média real (em R\$ 1.000,00) por gêneros da indústria de transformação brasileira – taxa de crescimento anual média (em %) e estatísticas

Gêneros	1990/1995			1996/2001		
	Taxa cresc.	Média	Desvio padrão	Taxa cresc.	Média	Desvio padrão
Produtos Alimentares e Bebidas*	2,30	220,16	19,17	-5,91	127,00	23,56
Fumo	3,30	397,34	48,01	-10,78	199,75	67,52
Têxtil	-0,32	111,08	3,59	-3,71	68,63	5,93
Vestuário e Acessórios	-2,11	78,57	18,12	-7,77	32,65	6,13
Couro e Calçados	1,33	65,50	8,19	-3,95	43,69	4,22
Madeira	0,83	58,36	6,97	-2,36	34,36	3,63
Celulose, papel e gráfica	4,74	200,40	24,36	-0,85	151,41	19,44
Edição, impressão e reprodução de gravações	8,26	175,32	34,04	-10,28	101,02	29,37
Químicos Inorgânicos	4,02	357,48	49,55	-3,41	357,63	70,95
Farmacêutico	9,38	396,93	79,60	-12,72	202,27	69,03
Produtos Químicos diversos**	4,20	460,66	43,55	-4,24	261,15	43,73
Borracha	0,69	165,35	9,32	-3,38	102,26	9,27
Materiais Plásticos	1,31	119,72	9,95	-2,65	85,93	9,30
Minerais não-metálicos	4,82	138,78	16,17	-2,22	70,04	6,14
Siderúrgico	-2,92	298,18	21,81	5,61	191,20	40,93
Alumínio	3,58	254,68	23,40	2,47	244,36	39,11
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	2,83	126,89	13,70	4,84	130,08	21,67
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações e telecomunicações	7,83	362,74	83,82	-1,59	291,09	44,59
Veículos automotores, reboque e carrocerias	1,66	149,40	7,57	-2,41	191,46	19,72
Outros equipamentos de transporte	-0,20	136,71	9,41	10,47	209,69	54,14
Artigos do Mobiliário	2,08	73,78	8,70	-2,96	47,35	4,45
Indústrias Diversas	2,51	134,17	12,33	-4,72	53,41	6,52
Total das 22 indústrias	3,52	203,74	17,22	-2,63	145,29	19,31

FONTE: IBGE, Pesquisa Industrial Anual – dados brutos. Elaboração própria.

* Exceto álcool etílico. ** Exceto químicos orgânicos.

Na Tabela 8 encontra-se a evolução do emprego relativo do trabalho qualificado, entendido como o resultado da divisão do total de trabalhadores administrativos pelo total de trabalhadores na produção, entre 1990 e 2001. Percebe-se, claramente, uma mudança no comportamento da série em 1996, ao que tudo indica, em função da mudança de metodologia da PIA. De modo geral, houve um aumento no emprego relativo de trabalho qualificado, com

exceção para os seguintes setores: fumo; edição, impressão e reprodução de gravações; químicos inorgânicos; farmacêuticos e químicos não especificados.

Tabela 8 – Evolução do emprego relativo para gêneros da indústria de transformação brasileira, 1990-2001

Gêneros	1990	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos Alimentares e Bebidas*	0,54	0,52	0,52	0,46	0,45	0,50	0,66	0,65	0,64	0,69	0,69
Fumo	0,70	0,65	0,75	0,76	0,57	0,53	0,69	0,73	0,73	0,69	0,68
Têxtil	0,23	0,23	0,22	0,21	0,25	0,17	0,83	0,83	0,84	0,85	0,86
Vestuário e Acessórios	0,24	0,23	0,20	0,19	0,19	0,17	0,81	0,81	0,82	0,81	0,82
Couro e calçados	0,14	0,12	0,12	0,14	0,17	0,11	0,88	0,88	0,89	0,90	0,90
Madeira	0,22	0,16	0,14	0,15	0,17	0,11	0,86	0,86	0,86	0,87	0,86
Celulose, papel e gráfica	0,36	0,35	0,36	0,31	0,32	0,26	0,77	0,77	0,77	0,78	0,78
Edição, impressão e reprodução de gravações	0,93	0,93	0,95	0,95	0,98	0,62	0,59	0,59	0,58	0,62	0,58
Químicos inorgânicos	0,74	0,42	0,60	0,55	0,60	0,61	0,65	0,65	0,71	0,71	0,72
Farmacêutico	0,93	0,94	0,98	1,00	1,13	0,80	0,54	0,52	0,52	0,55	0,55
Produtos químicos diversos**	0,85	0,79	0,83	0,73	0,76	0,53	0,65	0,65	0,65	0,66	0,66
Borracha	0,35	0,31	0,35	0,31	0,31	0,23	0,76	0,78	0,77	0,79	0,78
Materiais plásticos	0,29	0,24	0,25	0,24	0,22	0,22	0,81	0,81	0,82	0,81	0,81
Minerais não-metálicos	0,35	0,33	0,32	0,29	0,34	0,18	0,81	0,80	0,80	0,80	0,80
Siderúrgico	0,37	0,34	0,28	0,25	0,25	0,24	0,79	0,79	0,79	0,82	0,81
Alumínio	0,38	0,48	0,45	0,38	0,38	0,23	0,79	0,78	0,76	0,80	0,75
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	0,31	0,31	0,31	0,27	0,28	0,20	0,80	0,80	0,80	0,82	0,81
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações e telecomunicações	0,60	0,48	0,51	0,57	0,54	0,48	0,65	0,65	0,64	0,69	0,69
Veículos automotores, reboque e carrocerias	0,34	0,29	0,27	0,24	0,24	0,23	0,81	0,80	0,79	0,79	0,79
Outros equipamentos de transporte	0,37	0,26	0,27	0,23	0,29	0,25	0,80	0,77	0,74	0,78	0,80
Artigos do mobiliário	0,31	0,27	0,27	0,23	0,23	0,14	0,83	0,82	0,82	0,82	0,81
Indústrias diversas	0,43	0,40	0,37	0,34	0,38	0,20	0,77	0,78	0,78	0,79	0,78

FONTE: IBGE, Pesquisa Industrial Anual – dados brutos. Elaboração própria.

* Exceto álcool etílico. ** Exceto químicos orgânicos.

A análise da evolução do salário relativo no período 1990/2001 fica prejudicada em função da mudança de metodologia da PIA em 1996 ter incluído juntamente com os salários todas as despesas referentes ao pagamento de pessoal, tais como, horas extras, gratificações e participações nos lucros, décimo terceiro salário, férias etc. No entanto, pode-se afirmar que entre 1990 e 1995, os salários relativos dos trabalhadores qualificados, em geral, ampliaram-

se, ao passo que no subperíodo 1997-2001, grosso modo, mantiveram-se estabilizados (ver a Tabela 9).

Tabela 9 – Evolução do salário relativo para gêneros da indústria de transformação brasileira, 1990-2001

Gêneros	1990	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos alimentares e bebidas*	2,02	1,92	1,99	2,14	2,11	1,70	0,80	0,79	0,80	0,77	0,81
Fumo	1,90	1,28	0,96	2,32	2,46	2,14	0,75	0,65	0,64	0,63	0,67
Têxtil	2,06	1,99	1,92	2,00	1,83	1,88	0,86	0,86	0,86	0,86	0,85
Vestuário e acessórios	2,66	2,10	2,54	2,65	2,67	1,81	0,88	0,87	0,86	0,87	0,89
Couro e calçados	2,55	2,75	2,88	2,54	2,42	2,36	0,86	0,87	0,88	0,89	0,89
Madeira	2,72	2,83	2,77	2,58	2,64	2,14	0,87	0,90	0,89	0,90	0,91
Celulose, papel e gráfica	1,88	1,83	1,84	1,93	1,92	1,88	0,82	0,81	0,81	0,79	0,79
Edição, impressão e reprodução de gravações	1,45	1,25	1,42	1,25	1,25	1,48	0,87	0,85	0,86	0,85	0,84
Químicos inorgânicos	1,88	2,04	1,51	1,59	1,55	2,01	0,77	0,80	0,81	0,82	0,83
Farmacêutico	1,97	2,26	2,99	2,62	2,39	2,76	0,55	0,52	0,53	0,54	0,50
Produtos químicos diversos**	1,77	2,01	1,99	2,05	1,91	2,06	0,73	0,73	0,70	0,69	0,67
Borracha	2,05	2,19	1,59	1,77	1,93	1,67	0,90	0,89	0,86	0,81	0,88
Materiais plásticos	2,03	2,10	1,92	2,12	2,20	1,79	0,82	0,83	0,83	0,85	0,84
Minerais não-metálicos	1,94	1,98	2,12	2,22	1,82	2,62	0,82	0,85	0,84	0,85	0,87
Siderúrgico	1,81	1,51	1,87	1,96	1,99	1,81	0,88	0,90	0,88	0,90	0,91
Alumínio	1,62	1,55	1,63	1,83	1,72	1,36	0,92	0,91	0,84	0,82	0,83
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	1,93	1,63	1,67	1,83	1,80	1,78	0,88	0,90	0,88	0,89	0,89
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações e telecomunicações	1,74	1,62	1,71	1,90	2,09	2,33	0,66	0,72	0,65	0,78	0,69
Veículos automotores, reboque e carrocerias	1,64	1,64	1,44	1,77	1,70	1,75	0,87	0,88	0,87	0,89	0,88
Outros equipamentos de transporte	1,60	1,69	1,40	1,37	1,43	1,98	0,82	0,85	0,90	0,82	0,82
Artigos do mobiliário	2,24	2,00	1,88	2,31	2,45	2,05	0,87	0,86	0,84	0,87	0,87
Indústrias diversas	2,11	2,34	2,43	2,56	2,30	2,18	0,82	0,81	0,77	0,78	0,78

FONTE: IBGE, Pesquisa Industrial Anual – dados brutos. Elaboração própria.

* Exceto álcool etílico. ** Exceto químicos orgânicos.

A Tabela 10 permite observar a evolução do investimento médio real por empresa no período 1990-2001. Como comentado, o investimento médio foi obtido dividindo-se o valor do investimento real em máquinas e equipamentos pelo número de empresas investidoras.

Esta variável é uma *proxy* para investimento em tecnologia, uma vez que o ideal seria utilizar além dessas despesas, informações como: investimento em pesquisa e desenvolvimento; despesas com contratos de transferência de tecnologia e correlatos, as quais são indisponíveis ao nível setorial e para o período de análise. Essas limitações deverão ser levadas em conta na análise dos resultados a serem obtidos.

Inicialmente, pode-se notar que, em geral, o investimento médio por firma oscilou bruscamente ao longo do período 1990-2001. Na média do período, as indústrias que mais investiram foram: fumo (R\$ 4,8 milhões, em média); alumínio (R\$ 3,2 milhões, em média); siderúrgica (R\$ 2,2 milhões, em média); papel e celulose (R\$ 2,0 milhões, em média) e produtos químicos inorgânicos (R\$ 1,8 milhão, em média).

No entanto, há que se destacar que os setores alumínio e siderúrgico, que apresentaram uma redução no investimento médio no subperíodo 1990-98, elevaram substancialmente o nível de investimento no período 1999-2001. Esse investimento contribuiu para elevar a produtividade dos setores (ver Tabelas 7 e 10).

A Tabela 11 apresenta a evolução do índice de comércio intra-indústria de Grubel-Lloyd para as 22 indústrias selecionadas, calculado ao nível de agregação de dois e três dígitos da CNAE. Como comentado, o valor do índice situa-se no intervalo [0, 1]. Quanto mais próximo de um, maior será o comércio intra-industrial. Por outro lado, quando o valor do índice for próximo de zero, o tipo de comércio prevalecente na indústria será o interindustrial, podendo o comércio ser explicado pela teoria de Heckscher-Ohlin.

Tabela 10 – Evolução do investimento médio real (em R\$ 1.000,00) por gêneros da indústria de transformação brasileira – 1990/2001

Gêneros	1990	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos alimentares e bebidas*	771,20	845,54	1.485,49	877,14	998,65	418,42	466,18	319,06	304,54	274,79	376,21
Fumo	1.340,30	4.273,32	1.564,29	5.496,70	1.385,42	10.182,40	13.327,10	1.530,33	10.676,83	397,34	2.714,71
Têxtil	718,06	608,30	883,09	701,13	895,45	243,47	209,57	186,20	248,10	184,81	170,96
Vestuário e acessórios	145,63	212,00	393,19	211,47	155,91	26,55	37,07	32,56	30,50	50,84	59,48
Couro e calçados	273,62	333,88	843,82	263,52	350,46	101,23	60,09	119,01	141,21	64,00	205,43
Madeira	144,29	99,76	173,12	353,66	373,41	62,23	47,02	86,56	209,05	44,04	39,17
Celulose, papel e gráfica	1.635,47	2.987,25	2.929,04	1.938,27	1.590,29	1.147,29	1.955,00	1.995,51	2.010,62	1.702,08	1.844,06
Edição, impressão e reprodução de gravações	892,31	321,26	320,05	587,41	572,33	184,50	279,58	363,10	149,25	212,03	122,18
Químicos inorgânicos	0,00	1.550,50	3.292,90	1.678,73	2.788,65	1.738,43	783,55	1.418,75	1.820,43	3.080,37	1.240,88
Farmacêutico	606,83	630,95	647,12	556,14	675,16	764,09	839,96	530,10	431,65	347,86	478,40
Produtos químicos diversos**	921,06	3.739,32	1.227,07	1.325,58	1.434,42	679,39	538,10	885,98	435,16	393,15	329,44
Borracha	810,36	588,36	1.373,47	1.565,46	943,55	574,11	315,88	498,91	143,47	109,32	166,78
Materiais plásticos	873,32	717,11	1.634,31	940,53	1.049,39	416,18	372,29	201,50	245,90	131,82	127,39
Minerais não-metálicos	462,22	1.759,15	757,25	882,81	929,28	222,44	217,58	243,11	165,15	105,38	257,37
Siderúrgico	1.238,32	2.465,06	2.035,98	3.091,01	3.426,04	1.215,81	258,88	256,82	1.644,93	2.724,15	5.888,38
Alumínio	8.762,79	1.918,28	3.264,81	842,11	1.127,18	1.099,07	468,55	552,18	4.072,67	4.510,43	8.667,49
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	703,02	470,37	801,58	460,82	624,83	481,15	184,66	221,07	1102,54	1.138,65	2.718,69
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações e telecomunicações	895,51	801,32	1.503,30	1.618,92	1.950,40	279,62	222,93	646,80	818,79	1.033,99	1.205,97
Veículos automotores, reboque e carrocerias	1.589,38	1.516,49	1.167,03	2.238,51	1.665,63	473,73	582,69	668,69	1.785,25	1.592,37	716,89
Outros equipamentos de transporte	2.657,21	680,87	769,95	774,92	979,05	94,98	142,34	138,93	46,01	89,15	123,02
Artigos do mobiliário	67,92	191,13	191,48	117,89	141,54	59,82	41,92	48,86	68,12	74,85	44,44
Indústrias diversas	357,55	644,18	467,67	509,38	405,54	89,44	65,35	85,54	142,25	53,41	32,96

FONTE: IBGE, Pesquisa Industrial Anual – dados brutos. Elaboração própria.

* Exceto álcool etílico. ** Exceto químicos orgânicos.

O critério de classificação adotado nesta tese é o mesmo utilizado por Hidalgo (1993b) e consistiu em classificar o setor como intra-industrial se o índice de comércio, calculado através da expressão (19'), for maior ou igual à 0,5, ou seja: $CII_i \geq 0,50$ e como setor interindustrial aquele setor cujo índice for menor que 0,5, isto é, $CII_i < 0,50$.²⁰

Cabe ressaltar que a existência de comércio intra-industrial não exclui o comércio do tipo interindustrial. No mundo real, ambos são observados. No entanto, o comércio interindustrial é baseado na dotação de fatores, com alicerce na teoria de Heckscher-Ohlin-Samuelson, enquanto o comércio intra-industrial é baseado nas economias de escala e na diferenciação de produtos, podendo existir comércio mesmo que os países possuam dotações de fatores idênticas.

Feita essa ressalva, como pode ser observado na Tabela 11, o comércio intra-indústria agregado, para o total dos 22 setores da indústria de transformação brasileira, apresentou uma tendência crescente ao longo do período, passando de 48,6% em 1990 para 78,3% em 2001.

Ao nível de setor tem-se que para oito indústrias prevalece o comércio do tipo interindustrial. São elas: alimentos e bebidas; fumo; couro e calçados; madeira; edição, impressão e reprodução de gravações; farmacêutica; siderúrgica e artigos do mobiliário. Nota-se, portanto, a predominância de indústrias tradicionais entre as elencadas.

²⁰ O limite de 50% para o índice de comércio como valor crítico para separar os grupos de produtos como comércio interindústria e intra-indústria foi utilizado por Hidalgo (1993b) e é o mesmo adotado nesta tese.

Tabela 11 – Evolução do índice de Grubel-Lloyd de comércio intra-indústria para gêneros da indústria de transformação brasileira, 1990/2001

Gêneros	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos alimentares e bebidas*	0,215	0,327	0,307	0,352	0,367	0,475	0,366	0,335	0,330	0,267	0,275	0,220
Fumo	0,006	0,059	0,076	0,066	0,063	0,095	0,083	0,105	0,095	0,027	0,043	0,052
Têxtil	0,671	0,729	0,715	0,773	0,788	0,639	0,588	0,596	0,618	0,656	0,648	0,844
Vestuário e acessórios	0,225	0,253	0,129	0,131	0,292	0,853	0,799	0,965	0,924	0,643	0,482	0,500
Couro e calçados	0,264	0,262	0,181	0,194	0,247	0,335	0,324	0,312	0,270	0,214	0,205	0,201
Madeira	0,194	0,127	0,109	0,093	0,077	0,116	0,161	0,181	0,186	0,088	0,100	0,080
Celulose, papel e gráfica	0,401	0,440	0,314	0,367	0,405	0,577	0,687	0,682	0,702	0,558	0,557	0,521
Edição, impressão e reprodução de gravações	0,364	0,335	0,579	0,722	0,476	0,176	0,117	0,139	0,171	0,248	0,227	0,238
Químicos inorgânicos	0,789	0,696	0,725	0,776	0,699	0,714	0,904	0,914	0,906	0,950	0,986	0,898
Farmacêutico	0,358	0,390	0,527	0,422	0,335	0,347	0,272	0,264	0,277	0,266	0,267	0,274
Produtos químicos diversos**	0,680	0,703	0,745	0,753	0,688	0,663	0,613	0,588	0,559	0,542	0,509	0,507
Borracha	0,871	0,924	0,867	0,961	0,989	0,671	0,604	0,632	0,570	0,595	0,652	0,612
Materiais plásticos	0,962	0,883	0,740	0,804	0,936	0,925	0,936	0,926	0,912	0,988	0,936	0,913
Minerais não-metálicos	0,727	0,677	0,543	0,498	0,588	0,778	0,820	0,830	0,788	0,655	0,651	0,677
Siderúrgico	0,181	0,147	0,150	0,150	0,176	0,266	0,291	0,445	0,506	0,402	0,403	0,487
Alumínio	0,166	0,143	0,132	0,176	0,249	0,429	0,370	0,508	0,642	0,527	0,403	0,558
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	0,803	0,864	0,702	0,723	0,790	0,895	0,640	0,757	0,786	0,799	0,859	0,881
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações e telecomunicações	0,881	0,793	0,817	0,638	0,476	0,305	0,290	0,312	0,352	0,444	0,685	0,739
Veículos automotores, reboque e carrocerias	0,415	0,561	0,480	0,777	0,979	0,709	0,810	0,925	0,935	0,984	0,913	0,926
Outros equipamentos de transporte	0,654	0,757	0,775	0,671	0,462	0,823	0,885	0,992	0,864	0,770	0,501	0,410
Artigos do mobiliário	0,307	0,492	0,174	0,166	0,298	0,531	0,655	0,747	0,808	0,596	0,532	0,524
Indústrias diversas	0,548	0,481	0,391	0,654	0,626	0,676	0,776	0,733	0,742	0,682	0,768	0,729
Total dos 22 gêneros	0,486	0,523	0,473	0,574	0,672	0,867	0,855	0,893	0,905	0,831	0,801	0,783

FONTE: MDIC/SECEX – dados brutos. Elaboração própria.

* Exceto álcool etílico. ** Exceto químicos orgânicos.

É importante salientar que doze dentre as 22 indústrias analisadas pertencem ao grupo onde predomina o comércio intra-industrial. As indústrias que apresentaram índice de comércio intra-indústria acima de 50% ao longo do período analisado foram: têxtil; celulose, papel e gráfica; químicos inorgânicos; químicos diversos; borracha; plástico; minerais não-metálicos; metal, exceto máquinas e equipamentos; material eletrônico e equipamentos de comunicações e telecomunicações; veículos automotores e outros equipamentos de transporte (inclusive aeronaves) e indústrias diversas. Nota-se a predominância de indústrias que se caracterizam pela diferenciação de produto e/ou economias de escala, em conformidade com a teoria.

A indústria de artigos do vestuário e acessórios apresentou forte oscilação no índice de comércio intra-indústria, que passou de 22,2% em 1990 para 96,5% em 1997, reduzindo-se para 50% em 2001. O que se observa para esta indústria é que o crescimento do comércio intra-industrial coincidiu no período em que a moeda brasileira estava valorizada, entre 1995 e 1998.

A indústria do alumínio intensificou o comércio intra-industrial, apresentando índices de comércio intra-indústria acima de 50% nos anos de 1997, 1998 1999 e 2001. Neste caso, ao que parece, houve uma possibilidade de crescimento do comércio intra-industrial à medida que as barreiras comerciais às exportações brasileiras do setor foram eliminadas.

No geral, o que se depreende da análise é que o padrão de fluxo de comércio para as 22 indústrias analisadas indica uma trajetória crescente ao longo do período 1990-2001 em termos do comércio intra-indústria, com raras exceções. Esse crescimento é em parte explicado pelo processo de integração econômica com outros países, por exemplo, o Mercosul.

Ressalta-se que, de acordo com a teoria do comércio intra-indústria, o índice de comércio intra-indústria de Grubel-Lloyd é sensível ao nível de agregação. Ao se trabalhar com um nível de desagregação maior a tendência é que o valor do índice diminua. No entanto, a análise desagregada mostrou que a maioria dos 22 setores apresentou fluxos comerciais que se caracterizam pelo comércio intra-industrial.

Finalmente, os resultados encontrados estão em conformidade com os trabalhos realizados para a economia brasileira. Em especial, Vasconcelos (2001 e 2003) encontrou que o intercâmbio comercial Brasil-Mercosul se intensificou no período 1990-1998, sendo que o índice de comércio intra-indústria para as seções e capítulos da Nomenclatura Comum do Mercosul analisados passou de cerca de 46% em 1990 para cerca de 64% em 1998, o que confirma a tendência crescente do índice de comércio intra-indústria.

5.3 Conclusões

Neste capítulo foram apresentados os dados que serão utilizados nas estimações. Resguardadas as limitações apontadas ao longo do texto, em relação à utilização de variáveis *proxies* para emprego qualificado e não qualificado; produtividade e tecnologia, bem como o possível viés no índice de comércio intra-indústria, devido à agregação dos dados, os resultados encontrados evidenciam que, no período 1990-2001, parece ter ocorrido uma intensificação no emprego relativo de trabalhadores qualificados e no comércio intra-industrial brasileiro.

Concluiu-se que o comércio intra-indústria agregado para o total dos 22 setores da indústria de transformação apresentou uma tendência crescente ao longo do período 1990-98, passando de 48,6% em 1990 para 90,5% em 1998, impulsionado pela abertura comercial e

pela integração econômica, entre outros fatores. A partir da desvalorização cambial em janeiro de 1999, o valor do índice recuou, até atingir 78,3% em 2001. Esses resultados vão ao encontro daqueles encontrados em outros estudos, veja-se, por exemplo, Vasconcelos (2001 e 2003).

A análise em nível setorial mostrou que doze dentre as vinte e duas indústrias analisadas apresentam fluxos comerciais que se caracterizam pelo comércio intra-industrial, com predominância de indústrias que se caracterizam pela diferenciação de produto e/ou economias de escala, enquanto o comércio do tipo interindustrial prevalece em apenas oito setores da indústria de transformação, com ênfase em indústrias tradicionais, em consonância com a teoria do comércio.

Com relação ao salário relativo do trabalhador qualificado, pode-se afirmar que entre 1990 e 1995, os salários relativos, em geral, ampliaram-se, ao passo que no subperíodo 1997-2001, grosso modo, mantiveram-se estabilizados. Vale ressaltar que o período no qual os salários relativos cresceram coincide com aquele em que houve uma intensificação do comércio intra-industrial, o que reforça a idéia de que variáveis ligadas ao comércio internacional estariam afetando os salários.

A partir da análise dos dados, observou-se que a mudança de metodologia da Pesquisa Industrial Anual teve impactos sobre os valores das variáveis obtidas a partir da pesquisa. Assim, deve-se levar em consideração essas questões quando da estimação do modelo empírico, que será apresentado no próximo capítulo.

CAPÍTULO 6

PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS E RESULTADOS OBTIDOS

6.1 Introdução

Nos capítulos precedentes mostrou-se que, com a abertura comercial na década de 90, a indústria brasileira passou por um processo de modernização produtiva, com reflexos importantes sobre a produtividade, emprego e salários reais. Ao mesmo tempo, a partir da abertura comercial houve um maior intercâmbio de produtos de um mesmo segmento industrial, com crescimento do índice de comércio intra-indústria de Grubel-Lloyd.

A intensificação do comércio intra-indústria aumenta o bem-estar dos consumidores, à medida que amplia a cesta de bens disponíveis para consumo. Pelo lado da produção, as firmas tendem a especializar sua produção em um número limitado de produtos diferenciados, como forma de melhor aproveitar as economias de escala. Há um incremento da

produtividade e da eficiência, que contribui para ampliar a competitividade dos produtos no mercado internacional.

O modelo teórico apresentado no capítulo 4 mostrou que, com a abertura comercial e a intensificação do comércio intra-indústria há uma ampliação das desigualdades salariais entre trabalhadores qualificados e não qualificados, diferentemente do preconizado pelo modelo de comércio de Heckscher-Ohlin-Samuelson.

Como comentado, os estudos empíricos para a economia brasileira, ao que parece, não conseguiram isolar os efeitos do comércio das outras transformações que a economia brasileira vivenciou na década de 90. Ao mesmo tempo, os estudos baseados no modelo HOS evidenciaram que não há consenso sobre os efeitos da abertura e do comércio internacional sobre as desigualdades de rendimentos na economia brasileira, o que incita a realização de estudos empíricos baseados em um modelo de comércio que incorpore a questão dos rendimentos de escala, da diferenciação de produtos e da integração econômica, tal como o modelo de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001), apresentado no capítulo 4 desta tese.

Assim, neste capítulo será desenvolvida a metodologia empírica utilizada para analisar os efeitos da abertura comercial e do crescimento do comércio intra-industrial sobre as desigualdades salariais na indústria de transformação brasileira durante o período 1990-2001, à luz da teoria do comércio internacional e do modelo de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001).

Apesar das informações para o ano de 1990 estarem disponíveis, uma vez que não há informações para o ano de 1991, optou-se por excluir o ano de 1990 da amostra. As estimações do modelo econométrico que será apresentado referem-se a uma amostra de 22

indústrias, acompanhadas ao longo do período 1992-2001, perfazendo um total de 220 observações.

Como visto no capítulo anterior, a mudança de metodologia da Pesquisa Industrial Anual parece ter tido impactos sobre os valores das variáveis obtidas a partir da pesquisa. Com a mudança de metodologia, os dados das amostras antes e após 1996 tornaram-se incompatíveis. Assim, o modelo econométrico será estimado para dois subperíodos: 1992-96 e 1997-2001.

Ressalta-se, no entanto, que o ideal seria utilizar a compatibilização das amostras dos dois subperíodos da PIA, restringindo a amostra do subperíodo 1997-2001 àquela do período anterior. Contudo, face às dificuldades operacionais de acesso aos microdados da PIA, foi necessário, neste momento, particionar a amostra.

O capítulo está organizado em cinco seções. As seções 6.2 e 6.3 dedicam-se, respectivamente, à apresentação do modelo econométrico e ao desenvolvimento do modelo empírico. Na seção 6.4 serão apresentados e analisados os resultados obtidos a partir da estimação do modelo empírico. Na seção 6.5 comparam-se esses resultados com os obtidos por outros autores. A última seção reúne as principais conclusões do capítulo.

6.2 Modelo Econométrico

O conjunto de dados descrito no capítulo anterior combina informações de séries temporais e de corte seccional (*cross sections*). Desta forma, para modelá-lo, utilizou-se a técnica de dados de painéis²¹.

A utilização de modelos de dados de painéis tem inúmeras vantagens, destacando-se, entre elas, a maior flexibilidade para modelar as diferenças no comportamento entre indivíduos, isto é, o controle da heterogeneidade individual; a menor colinearidade entre as variáveis; Ministry for Development, Industry and Trade e o maior grau de liberdade e de eficiência (Baltagi, 1995; Greene, 2000).

O modelo básico tem a seguinte especificação:

$$y = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \epsilon \quad (20)$$

com

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}_{NT \times 1} \quad \mathbf{X}_i = \begin{bmatrix} X_{i1}^1 & X_{i1}^2 & \cdots & X_{i1}^K \\ X_{i2}^1 & X_{i2}^2 & \cdots & X_{i2}^K \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{iT}^1 & X_{iT}^2 & \cdots & X_{iT}^K \end{bmatrix}_{NT \times K} \quad \epsilon_i = \begin{bmatrix} \epsilon_{i1} \\ \epsilon_{i2} \\ \vdots \\ \epsilon_{iT} \end{bmatrix}_{NT \times 1} \quad e \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_K \end{bmatrix}_{K \times 1} \quad (21)$$

No modelo apresentado tem-se que:

- a) o subscrito i é o índice para a dimensão da unidade seccional, $i = 1, \dots, N$;

²¹ Esta seção baseia-se em Baltagi (1995); Greene (2000); Hsiao (2003); Johnston e DiNardo (2001).

- b) o subscrito t é o índice para a dimensão tempo, $t = 1, \dots, T$;
- c) y_{it} é o valor da variável dependente para a unidade seccional i no instante t ;
- d) X_{it}^j é o valor da j -ésima variável explicativa para unidade seccional i no instante t , existindo K variáveis explicativas que estão indexadas por $j = 1, \dots, K$; e
- e) ϵ_{it} é um termo erro da i -ésima observação no instante t , o qual possui a seguinte especificação:

$$\epsilon_{it} = \alpha_i + \eta_{it} \quad (22)$$

onde α_i é o efeito não observável da indústria e η_{it} é uma perturbação aleatória. Assume-se que η_{it} não está correlacionado com as variáveis explicativas.

Devido às características dos dados, foi utilizado o modelo de dados de painel balanceado, no qual foram estimados modelos com dois tipos de especificação: i) modelos de efeitos fixos e ii) modelos de efeitos aleatórios.

A diferença básica entre as duas formulações diz respeito ao termo α_i da estrutura do erro. Enquanto no modelo de efeitos fixos considera-se que o efeito específico da indústria, (α_i), está correlacionado com as variáveis explicativas, no modelo de efeitos aleatórios admite-se que não há correlação entre α_i e estas variáveis. A seguir apresenta-se um resumo desses dois modelos.

6.2.1 Modelo de Efeitos Fixos

Neste caso, parte-se do pressuposto de que as diferenças entre unidades *cross sections* podem ser traduzidas em diferenças no termo constante. Assim, este modelo tem a seguinte especificação:

$$y_{it} = \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \eta_{it} \quad (23)$$

onde assume-se que cada α_i é um parâmetro desconhecido a ser estimado, o qual varia de indústria para indústria, mas é invariante no tempo; η_{it} é uma perturbação aleatória que varia ao longo do tempo e entre indústrias e X_{it} é independente de η_{it} para todo i e t .

Adicionalmente, tem-se os seguintes pressupostos com relação à estrutura do erro:

$$\begin{aligned} E[\eta] &= 0 & E[\eta\eta'] &= \sigma_\eta^2 \mathbf{I}_{NT} \\ E[\alpha_i\alpha_j] &= 0 \text{ para todo } i \neq j & E[\alpha_i\alpha_i] &= \sigma_\alpha^2 \\ E[\alpha_i\eta_{jt}] &= 0 & E[\alpha_i] &= 0 \end{aligned} \quad (24)$$

Segundo Greene (2000, p. 567), deve-se usar o modelo de efeitos fixos quando há razões para se confiar que as diferenças entre as unidades *cross sections* podem ser vistas como mudanças paramétricas da função de regressão. Contudo, percebe-se que o modelo de efeitos fixos possui uma desvantagem em função da perda de graus de liberdade.

Se os α_i fossem iguais para todas as unidades *cross sections* o modelo clássico de regressão de mínimos quadrados ordinários (MQO) forneceria estimativas consistentes e eficientes de α e $\boldsymbol{\beta}$ e, então, poder-se-ia estimar a regressão pelo método de MQO.

Para determinar se o modelo clássico de regressão com um único termo constante é ou não apropriado foi utilizado o teste de Breusch e Pagan (1980). Este teste é realizado com base nas seguintes hipóteses:

$$H_0 : \sigma_\alpha^2 = 0$$

$$H_1 : \sigma_\alpha^2 \neq 0$$

A estatística do teste é definida como:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{T^2 \bar{e}' \bar{e}}{e' e} - 1 \right]^2 \quad (25)$$

A regra de decisão do teste consiste em rejeitar H_0 se $LM > \chi^2$ com um grau de liberdade, ao nível de significância adotado. A rejeição da hipótese H_0 implica que o modelo clássico de regressão com um único termo constante é inapropriado. Contudo, isto não significa que se trata de um modelo de efeitos fixos. Para isto é necessário, ainda, realizar o teste de Hausman.

6.2.2 Modelo de Efeitos Aleatórios

O modelo de efeitos aleatórios tem a seguinte configuração:

$$y_{it} = \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\beta} + \epsilon_{it} \quad (26)$$

onde $\epsilon_{it} = \alpha_i + \eta_{it}$.

O pressuposto principal que distingue este modelo do modelo de efeitos fixos é que, neste caso, α_i é aleatório e não correlacionado com as variáveis explicativas. Todos os pressupostos enunciados em (24) com relação à estrutura do erro são mantidos. De acordo com Johnston e DiNardo (2001, p.437),

1. Se os efeitos não estão correlacionados com as variáveis explicativas, o estimador de efeitos aleatórios (RE) é consistente e eficiente. O estimador de efeitos fixos (FE) é consistente, mas não é eficiente.
2. Se os efeitos estão correlacionados com as variáveis explicativas, o estimador de efeitos fixos é consistente e eficiente, mas, agora, o estimador de efeitos aleatórios é não consistente.

Desta forma, deve-se realizar o teste de Hausman para verificar qual é o modelo correto. O teste de Hausman é calculado com base na seguinte estatística:

$$H = (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})' (\sum_{FE} - \sum_{RE})^{-1} (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}) \quad (27)$$

A hipótese nula do teste é que os efeitos individuais não são correlacionados com os regressores, isto é, trata-se de um modelo de efeitos aleatórios. Sob a hipótese H_0 , a estatística do teste tem uma distribuição assintótica de um χ^2 com k graus de liberdade. A regra de decisão consiste em rejeitar H_0 se $H > \chi^2$ com k graus de liberdade. Nesse caso, tem-se um modelo de efeitos fixos.

O modelo dado pelas equações (20) e (22) assume que os erros são homocedásticos, com a mesma variância ao longo do tempo e unidades *cross sections*. De acordo com Baltagi, (1995, p. 76), “Isto pode ser uma hipótese restritiva para painéis onde as unidades *cross sections* podem variar de tamanho e, como resultado, podem exibir diferentes variações”. Ademais, o referido modelo também assume que não existe correlação serial, o que, segundo o autor,

[...] pode ser uma hipótese restritiva para relações econômicas [...] onde um choque não observado em um período pode afetar a relação comportamental para os próximos períodos. [...] Ignorar correlação serial quando ela se faz presente resulta em estimativas consistentes, mas não eficientes, dos coeficientes de regressão e erros padrão viesados. (BALTAGI, 1995, p. 81).

Essas questões foram levadas em consideração na estimação do modelo empírico, uma vez que, de acordo com Wooldridge (2001), na presença de autocorrelação e/ou heterocedasticidade, o correto é estimar os modelos através do método de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (FGLS) com correção para autocorrelação e/ou heterocedasticidade.

6.3 Modelo Empírico

Com base nas análises teóricas da teoria do comércio internacional e as desenvolvidas no modelo de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001), apresentado no capítulo 4 desta tese, propôs-se os seguintes modelos econométricos para analisar a relação entre abertura comercial, comércio intra-indústria e desigualdades de rendimentos na economia brasileira:

Modelo 1:

$$\omega_{it} = \beta_0 + \beta_1 PROD_{it} + \beta_2 OPEN_{it} + \beta_3 \Delta CII_{it} + \beta_4 ER_{it} + \beta_5 INVMD_{it} + \epsilon_{it} \quad (28)$$

Modelo 2:

$$\omega_{it} = \beta_0 + \beta_1 PROD_{it} + \beta_2 OPEN_{it} + \beta_3 \Delta CII_{it} + \beta_4 ER_{it} + \beta_5 INVMD_{it} + \beta_6 \Delta OPEN_{it} + \epsilon_{it} \quad (29)$$

Modelo 3:

$$\omega_{it} = \beta_0 + \beta_1 PROD_{it} + \beta_2 OPEN_{it} + \beta_3 \Delta CII_{it} + \beta_4 ER_{it} + \beta_5 INVMD_{it} + \delta_1 INVMD_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (30)$$

Modelo 4:

$$\omega_{it} = \beta_0 + \beta_1 PROD_{it} + \beta_2 OPEN_{it} + \beta_3 \Delta CII_{it} + \beta_4 ER_{it} + \beta_5 NVMD_{it} + \beta_6 \Delta OPEN_{it} + \delta_1 INVMD_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (31)$$

onde:

i é o índice para indústria com $i = 1, \dots, N$;

t é o índice das unidades de tempo, $t = 1, \dots, T$;

ω_{it} representa o salário relativo dos trabalhadores qualificados na indústria i no período t ;

$PROD_{it}$ representa o índice de produtividade do trabalho na indústria i no período t ;

$OPEN_{it}$ representa o grau de abertura comercial na indústria i no período t ;

ΔCII_{it} representa a variação do índice de comércio intra-indústria na indústria i no período t ;

ER_{it} é o emprego relativo de trabalho qualificado na indústria i no período t ;

$INVMD_{it}$ é o valor do investimento médio em máquinas e equipamentos na indústria i no período t ;

$\Delta OPEN_{it}$ representa a variação no grau de abertura comercial na indústria i no período t ;

$INVMD_{it-1}$ é o valor do investimento médio em máquinas e equipamentos na indústria i no período $t-1$;

ϵ_{it} é o termo erro na indústria i no período t .

O coeficiente β_1 captura o efeito da produtividade do trabalho sobre o salário relativo dos trabalhadores qualificados. De acordo com a teoria do capital humano, “[...] trabalhadores mais escolarizados ‘isto é, qualificados’ devem ser suficientemente mais produtivos que seus colegas menos escolarizados”. (WILLIS, 1986, p. 527). Além disso, existe evidência para a economia brasileira no sentido de que na década de 90 houve um aumento significativo da

produtividade do trabalho ao mesmo tempo em que os salários reais se ampliaram (CAMPOS e CAMPOS, 2001; NERI *et al*, 2001). Assim, espera-se um sinal positivo para este coeficiente²².

A variável OPEN procura captar em que medida a abertura comercial afeta o salário relativo do trabalho qualificado na indústria de transformação brasileira, sendo esta variável calculada a partir da seguinte expressão: $OPEN_i = \frac{X_i + M_i}{PIB_i}$. Como ressaltado, o modelo de comércio de Heckscher-Ohlin-Samuelson mostra que a abertura comercial tende a favorecer o fator relativamente abundante, o que, no caso brasileiro, é o trabalho não qualificado. Se assim o for, espera-se que o sinal do coeficiente β_2 seja negativo.

Contudo, a predição do modelo de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001), que se apóia no comércio intra-indústria e é adotado nesta pesquisa, é que com a abertura comercial o salário relativo do trabalho qualificado amplia-se, aumentando as desigualdades de rendimentos. Isto implica que β_2 deve ser positivo. Então, é particularmente interessante verificar para a economia brasileira se o sinal de β_2 suporta as predições do modelo de comércio interindustrial de HOS ou as predições dos modelos de concorrência imperfeita, uma vez que, no caso brasileiro, os efeitos da abertura comercial sobre o mercado de trabalho parecem ser inconclusivos.

²² Deve-se levar em conta que as limitações da variável utilizada para medir a produtividade do trabalho podem interferir no sinal do coeficiente estimado, uma vez que o correto seria utilizar a relação valor adicionado/pessoal ocupado na produção, indisponível ao nível de desagregação utilizado.

O sinal do coeficiente β_3 reflete a direção dos efeitos da taxa de crescimento do comércio intra-industrial sobre os salários relativos do trabalho qualificado. De acordo com as previsões do modelo de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001), mostrado no capítulo anterior, espera-se que $\beta_3 > 0$, refletindo o fato que a intensificação do comércio intra-industrial, propiciada pela abertura da economia brasileira, contribuiu para ampliar as desigualdades salariais entre qualificados e não qualificados.

Os efeitos das variações do emprego relativo, ER, sobre as desigualdades de rendimentos são capturados pelo coeficiente β_4 . De acordo com a teoria de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001), há uma correlação inversa entre emprego relativo e salário relativo dos trabalhadores qualificados $\left(\frac{w_H}{w_L} \right)$. À medida que o salário relativo aumenta, o emprego relativo se reduz e, desta forma, espera-se que $\beta_4 < 0$.

O coeficiente β_5 mostra o impacto da intensidade do investimento em tecnologia sobre o salário relativo do trabalho qualificado. Este sinal pode ser positivo, negativo ou zero, em função do viés da mudança tecnológica. Por exemplo, se a indústria adota tecnologia com viés para o trabalho qualificado, o sinal esperado do coeficiente β_5 é positivo, o que na literatura especializada denomina-se SBTC. Se a mudança técnica é Hicks-neutra, então o coeficiente β_5 será estatisticamente igual a zero e, por outro lado, se a tecnologia for viesada para o trabalho não qualificado, então o sinal do coeficiente β_5 será negativo.

Ressalta-se, contudo, que não é possível estabelecer *a priori* um sinal para este coeficiente, uma vez que, como foi observado no capítulo 3, o processo de reestruturação do setor industrial brasileiro à abertura comercial foi pautado por maciços investimentos em

tecnologia, notadamente, em máquinas e equipamentos, o que foi fundamental para aumentar a produtividade e a competitividade do setor, mas teve o efeito de deprimir o emprego industrial, através da substituição do fator trabalho pelo capital.

Paralelamente à redução da demanda por trabalho na indústria, observou-se uma ampliação da oferta de trabalhadores qualificados na economia brasileira, o que permitiu aos empregadores a apropriação de uma parcela dos ganhos reais de produtividade, à medida que os aumentos alcançados não foram integralmente repassados aos trabalhadores na forma de aumento dos salários reais. Logo, o sinal do coeficiente β_5 depende de qual efeito (oferta ou demanda por trabalho qualificado) prevalecerá.

Ressalta-se, contudo, que o ideal seria utilizar, além do valor do investimento em máquinas e equipamentos, os gastos em pesquisa e desenvolvimento, bem como os valores investidos na aquisição de tecnologia, marcas e patentes. Essas informações não estão disponíveis para o período de análise. Somente no ano de 2000 o IBGE incorporou um questionário específico com informações sobre os investimentos em tecnologia para uma subamostra da PIA: a Pesquisa Industrial – Tecnologia (PIN-TEC). Logo, deve-se levar em conta essas limitações quando da análise dos resultados do modelo empírico, que será apresentada a seguir.

A inclusão da variável $\Delta OPEN$ no modelo 3 pretende captar em que medida a intensificação do grau de abertura comercial repercutiu na ampliação das desigualdades salariais entre trabalhadores qualificados e não qualificados. De acordo com o modelo teórico apresentado no capítulo 4 desta tese, espera-se um sinal positivo para este coeficiente tendo, assim, que a intensificação do grau de abertura comercial contribuiria para aumentar a desigualdade salarial.

Por fim, ao incorporar o investimento médio defasado no modelo 3, pretende-se verificar o ajustamento do salário relativo do trabalhador qualificado aos investimentos em tecnologia realizados no período imediatamente anterior. O sinal esperado para esse coeficiente, como comentado, depende de qual efeito prevalecerá: o da oferta ou demanda de trabalho qualificado.

6.4 Análise dos Resultados Obtidos

Esta seção dedica-se à apresentação e análise dos resultados das estimações dos Modelos empíricos 1, 2, 3 e 4. Todos os modelos foram estimados tomando por base as equações (20) e (22), utilizando os procedimentos para efeitos fixos e efeitos aleatórios, anteriormente descritos. Também foram realizados o teste de Breusch-Pagan e o teste de Hausman para verificar qual a técnica de estimação correta: mínimos quadrados ordinários; efeitos fixos; ou efeitos aleatórios.

A estatística do teste de Breusch-Pagan para os quatro modelos e subperíodos analisados foi significativa. Desta forma, ao nível de significância de 1% rejeitou-se a hipótese de que o modelo de mínimos quadrados ordinários era apropriado, significando que o modelo correto poderia ser o de efeitos fixos ou aleatórios.

A estatística do teste de Hausman para os modelos estimados foi não significativa, demonstrando que o método de estimação de efeitos aleatórios é o que melhor se ajusta aos dados. Os resultados obtidos na estimação de efeitos fixos e aleatórios detectaram a presença de autocorrelação e heterocedasticidade, violando as hipóteses de erros homocedásticos e de não correlação serial.

Uma vez detectada a presença de autocorrelação e heterocedasticidade, os Modelos 1, 2, 3 e 4 foram reestimados utilizando o método de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (FGLS) com correção para autocorrelação e/ou heterocedasticidade. São esses os resultados que serão apresentados nas Tabelas 12 e 13.

A diferença básica entre essas tabelas diz respeito ao período de referência. Na Tabela 12 serão apresentados os resultados para o subperíodo 1992-1996 e na Tabela 13 aqueles obtidos para o subperíodo 1997-2001.

6.4.1 Análise para o subperíodo 1992-1996

Com relação aos resultados da estimação para o subperíodo 1992-1996, verifica-se, na Tabela 12, que o sinal do coeficiente da variável emprego relativo (ER) foi negativo, indicando que para este subperíodo houve uma relação inversa entre emprego relativo e salário relativo, o que é coerente com o modelo teórico apresentado no capítulo 4 desta tese. Assim, parece que as firmas tenderam a oferecer um salário relativo menor à medida que o emprego relativo crescia. Isto pode ter ocorrido em função da ampliação da oferta de trabalho qualificado ao longo da década de 90.

Também é possível vislumbrar, através da Tabela 12, a direção dos efeitos do comércio intra-industrial sobre as desigualdades salariais. Para o subperíodo em análise, observou-se uma relação direta entre intensificação do comércio intra-indústria e desigualdades salariais na indústria de transformação brasileira. O sinal do coeficiente ΔCII foi positivo e significativo ao nível de 1% de significância.

Tabela 12 – Resultados da estimação de efeitos aleatórios através do método de FGLS com correção de autocorrelação e heterocedasticidade para 22 setores da indústria de transformação brasileira no período 1992-1996^a

Variável dependente: salário relativo do trabalhador qualificado (ω_{it})				
Variáveis independentes e resumo estatístico	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Intercepto	2,047986 (0,000)	2,169175 (0,000)	2,070088 (0,000)	2,184791 (0,000)
<i>ER</i>	-0,5115701 (0,040)	-0,7331001 (0,006)	-0,4469515 (0,068)	-0,6661602 (0,013)
<i>ACII</i>	0,1606615 (0,017)	0,1687817 (0,010)	0,1645435 (0,012)	0,1687604 (0,008)
<i>OPEN</i>	-0,1414594 (0,277)	-0,8958816 (0,034)	-0,12537713 (0,389)	-0,8535283 (0,040)
<i>PROD</i>	0,0006647 (0,098)	0,0008962 (0,028)	0,0006435 (0,102)	0,0008443 (0,035)
<i>INVMD_t</i>	-0,0000418 (0,072)	-0,0000445 (0,050)	-0,0000453 (0,041)	-0,0000477 (0,028)
<i>ΔOPEN</i>		0,8286306 (0,064)		0,8019703 (0,063)
<i>INVMD_{t-1}</i>			-0,0000266 (0,190)	-0,000021 (0,285)
Coefficiente de autocorrelação ($\hat{\rho}$)	0,4798	0,4778	0,4159	0,4192
Teste de Wald	χ^2 (5 g.l) = 14,75 (0,012)	χ^2 (6 g.l) = 18,75 (0,004)	χ^2 (6 g.l) = 17,23 (0,008)	χ^2 (7 g.l) = 21,17 (0,004)
Log da Verosimilhança	5,72	7,11	3,35	5,08

FONTE: Resultados da Pesquisa. ^a Os valores entre parênteses são os *p-values*.

Este é um dos resultados mais importantes desta tese, pois vem confirmar a existência de correlação positiva entre comércio intra-indústria e desigualdades salariais, inicialmente levantada. Como prognosticado pelo modelo teórico de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001), verificou-se que no subperíodo 1992-1996 a intensificação do comércio intra-industrial contribuiu para ampliar as desigualdades salariais entre trabalhadores qualificados e não qualificados na indústria de transformação brasileira. Isso reafirma, também, a evidência empírica encontrada por Hidalgo (1993a), da relação entre salários e comércio intra-indústria no setor industrial brasileiro.

Em relação à variável *OPEN*, que procura captar os efeitos diretos da abertura comercial sobre o salário relativo do trabalho qualificado, observa-se na Tabela 12 que o processo de abertura da economia brasileira ao comércio internacional no início de 1990 parece ter contribuído para reduzir o *gap* salarial entre trabalhadores qualificados e não qualificados na indústria de transformação, uma vez que o sinal do coeficiente foi negativo, embora não significativo em dois dos quatro modelos estimados.

Com relação ao coeficiente da variável $\Delta OPEN$, que mostra como a intensificação do processo de abertura comercial afetou as desigualdades salariais na economia brasileira, observou-se que ele foi positivo e significativo ao nível de significância de 6%. Assim, ao que parece, à medida que o processo de abertura da economia se intensificou, as desigualdades salariais entre qualificados e não qualificados tenderam a se ampliar. Contudo, não é possível ter uma conclusão para os efeitos da abertura sobre as desigualdades, pois nos dois modelos em que o coeficiente da variável *OPEN* foi negativo e significativo, o coeficiente da variável $\Delta OPEN$ foi positivo.

O sinal do coeficiente β_4 , que reflete os efeitos da variável produtividade sobre as desigualdades de salários, foi positivo e significativo aos níveis de significância de 5% e 10%. Logo, verificou-se que o aumento na produtividade do trabalho observado no subperíodo 1992-1996 parece ter contribuído para ampliar o salário relativo do trabalhador qualificado, o que reforça a idéia que trabalhadores qualificados são mais produtivos e, assim, melhor remunerados.

Também é possível observar na Tabela 12 que, ao que parece, o processo de reestruturação organizacional e produtiva das empresas industriais no início da década de 90 contribuiu para reduzir o diferencial de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados, tendo em vista a relação inversa entre investimento em tecnologia e desigualdades salariais. O sinal da variável $INVMD_t$ foi negativo e significativo aos níveis de 2%, 3%, 5% e 7% de significância. Assim, não há evidência de SBTC para o subperíodo 1992-1996.

6.4.2 Análise para o subperíodo 1997-2001

Na Tabela 13 encontram-se os resultados das estimações de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (FGLS) para o subperíodo 1997-2001, com os dados coletados através da nova metodologia da Pesquisa Industrial Anual.

Diferentemente do observado para o subperíodo anterior, a maioria dos coeficientes estimados foi não significativo, à exceção dos coeficientes das variáveis ER , ΔCII (modelos 1 a 4) e $PROD$ (modelos 1 e 2).

Tabela 13 – Resultados da estimação de efeitos aleatórios através do método de FGLS com correção de autocorrelação e heterocedasticidade para 22 setores da indústria de transformação brasileira no período 1997-2001^a

Variável dependente: salário relativo do trabalhador qualificado (ω_{it})				
Variáveis independentes e resumo estatístico	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Intercepto	0,470944 (0,000)	0,4607489 (0,000)	0,4707957 (0,000)	0,4592149 (0,000)
<i>ER</i>	0,4751075 (0,000)	0,4916576 (0,000)	0,4781143 (0,000)	0,4921686 (0,000)
ΔCII	0,0224622 (0,045)	0,0237195 (0,040)	0,0298442 (0,010)	0,0306117 (0,010)
<i>OPEN</i>	0,0226145 (0,348)	0,0221414 (0,372)	0,200603 (0,404)	0,0200446 (0,412)
<i>PROD</i>	-0,0001484 (0,054)	-0,0001465 (0,057)	-0,0001075 (0,189)	-0,0001037 (0,206)
$INVMD_t$	0,0000037 (0,119)	0,0000035 (0,150)	0,0000027 (0,228)	0,0000026 (0,248)
$\Delta OPEN$		-0,0106529 (0,740)		-0,0059323 (0,845)
$INVMD_{t-1}$			-0,0000029 (0,288)	-0,0000030 (0,280)
Coeficiente de autocorrelação ($\hat{\rho}$)	0,7414	0,7158	0,7396	0,7204
Teste de Wald	χ^2 (5 g.l) = 63,97 (0,000)	χ^2 (6 g.l) = 69,30 (0,000)	χ^2 (6 g.l) = 61,74 (0,000)	χ^2 (7 g.l) = 65,37 (0,000)
Log Verossimilhança	250,40	247,95	250,00	248,21

FONTE: Resultados da Pesquisa. ^a Os valores entre parênteses são os *p-values*.

Para o subperíodo em análise, encontrou-se uma relação direta e significativa entre emprego relativo e salário relativo. Uma possível explicação seria que, com a consolidação do processo de reestruturação industrial, os trabalhadores com menor nível de qualificação teriam sido expulsos da indústria e os que ali permaneceram submeteram-se a baixos salários, o que teria contribuído para ampliar as desigualdades. No entanto, esta situação precisa ser investigada em futuras pesquisas.

Similarmente ao observado para o subperíodo 1992-96, encontrou-se uma relação direta entre a intensificação do comércio intra-industrial e a ampliação das desigualdades de rendimento na indústria de transformação brasileira. Os sinais encontrados para a variável ΔCII foram todos positivos e significativos aos níveis de 1% e 4%. Isto vem reforçar que, ao que tudo indica, os efeitos do comércio internacional foram no sentido de ampliar as desigualdades salariais na indústria de transformação brasileira.

No que se refere aos efeitos da variável produtividade sobre as desigualdades de salários, para os modelos 1 e 2, encontrou-se uma relação inversa entre produtividade e desigualdade salarial ao nível de 6% de significância (Tabela 13). Para os outros dois modelos o coeficiente da variável produtividade foi não significativo. No entanto, deve-se levar em conta que a variável utilizada como *proxy* para produtividade quando da análise dos resultados tem limitações, uma vez que foi utilizada a relação valor bruto da produção industrial sobre o pessoal ocupado na produção, quando na realidade o ideal seria utilizar a relação valor adicionado/pessoal ocupado na produção.

6.4 Comparações com outros trabalhos

As evidências empíricas obtidas nesta tese parecem mostrar a existência de uma relação negativa entre salário relativo do trabalhador qualificado e emprego relativo de trabalho qualificado no subperíodo 1992-1996, em conformidade com os resultados encontrados por Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002). Esses autores argumentam que isto foi possível devido à ampliação da oferta de trabalho qualificado no período em questão. No entanto, para o subperíodo 1997-2001, com a consolidação do processo de modernização da estrutura produtiva, tem-se uma relação direta entre emprego e salário relativo do trabalhador qualificado, evidenciando que à medida que o processo de modernização da estrutura produtiva se consolidou houve uma tendência a ampliação das desigualdades salariais na indústria de transformação brasileira.

Similarmente aos estudos baseados no modelo HOS realizados para o Brasil, não foi possível estabelecer uma conclusão sobre os efeitos da abertura comercial sobre as desigualdades salariais na indústria de transformação brasileira, uma vez que, para o subperíodo 1992-1996, em dois dos quatro modelos estimados a abertura comercial atuou no sentido de atenuar as desigualdades entre os trabalhadores qualificados e não qualificados, o que vai ao encontro do preconizado pelo teorema de HOS. No entanto, a análise não é conclusiva, tendo em vista que, para o mesmo subperíodo, a intensificação da abertura comercial ($\Delta OPEN$) atuou em sentido contrário, contribuindo para ampliar as desigualdades de rendimentos entre qualificados e não qualificados.

Neste trabalho examinou-se 22 setores da indústria de transformação brasileira ao nível de dois e três dígitos da CNAE. Os resultados dos coeficientes obtidos para a variável ΔCII mostraram evidências claras da relação positiva entre comércio intra-industrial e ampliação das desigualdades salariais neste setor.

Outros autores ao examinar os efeitos do comércio sobre as desigualdades de rendimentos no Brasil levaram em conta o volume de comércio global, sem isolar o comércio intra-industrial do interindustrial, os quais têm características e efeitos diferenciados sobre a desigualdade. Esse pode ter sido um dos motivos para não conseguirem encontrar efeitos significativos do comércio sobre as desigualdades. Os resultados encontrados nesta tese sugerem que esta diferenciação é fundamental para entender melhor os efeitos do comércio internacional sobre os rendimentos relativos dos trabalhadores qualificados, sendo fundamental a realização de estudos nesta direção.

6.5 Conclusões

Neste capítulo foram apresentados e discutidos os principais resultados das estimações do modelo empírico desenvolvido com base na teoria do comércio e no modelo de Dinopoulos, Syropoulos e Xu, mostrado no capítulo 4 desta tese. O objetivo principal foi investigar, em nível empírico, os efeitos da abertura comercial e do comércio intra-indústria sobre as desigualdades salariais entre trabalhadores qualificados e não qualificados na indústria de transformação brasileira durante o período 1990-2001.

Com base nos resultados encontrados na estimação empírica, é possível concluir que, ao que parece, existiu uma relação inversa entre emprego relativo e salário relativo no subperíodo 1992-1996, ocorrendo o inverso para o subperíodo 1997-2001.

Verificou-se, ao nível empírico, que a ampliação das desigualdades de renda entre trabalhadores qualificados e não qualificados parece ter sido fortemente influenciada pela intensificação do comércio intra-industrial, corroborando as predições do modelo teórico de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001).

Também foi possível concluir que o aumento na produtividade do trabalho observado no decorrer da década de 90 atuou em direções distintas: ampliando as desigualdades entre trabalhadores qualificados e não qualificados no subperíodo 1992-1996 e contribuindo para atenuá-las no subperíodo 1997-2001.

Os efeitos da tecnologia sobre o salário relativo do trabalhador qualificado foram no sentido de reduzir as desigualdades no subperíodo 1992-1996. Para o subperíodo 1997-2001 o coeficiente da variável usada como *proxy* para investimento em tecnologia foi positivo, porém estatisticamente não significativo. Uma possível explicação reside no fato que a variável utilizada pode não ser uma boa *proxy* para tecnologia, uma vez que o ideal seria utilizar o valor do investimento total dos itens relacionados à tecnologia, tais como inversões em máquinas e equipamentos; despesas com pesquisa e desenvolvimento e de programas de capacitação de trabalhadores e os gastos com aquisição de tecnologia, marcas e patentes, entre outros. Contudo, como essas informações não estão disponíveis para todo o período e ao nível de desagregação utilizado, foi necessário utilizar como *proxy* o investimento médio em máquinas e equipamentos na indústria.

Finalmente, ressalta-se a mudança de metodologia da Pesquisa Industrial Anual (PIA) em 1996 tornou incompatíveis as séries anteriores e posteriores a 1996, fazendo-se necessário particionar a amostra em dois subperíodos: 1990-1996 e 1997-2001, o que não permitiu que os efeitos da abertura comercial sobre a desigualdade de rendimentos fossem avaliados no

período como um todo. Desta forma, deve-se levar em conta essas limitações quando da análise dos resultados obtidos.

CAPÍTULO 7

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao longo desta tese examinou-se os efeitos da abertura comercial e do comércio intra-indústria sobre as desigualdades salariais entre trabalhadores qualificados e não qualificados na economia brasileira. Com base na literatura pesquisada, observou-se que o processo de abertura comercial, de modo geral, conduziu a uma ampliação das desigualdades salariais em nível internacional, o que é contrário às predições do modelo de Heckscher-Ohlin-Samuelson.

No caso da economia brasileira, não há ainda um consenso em relação aos efeitos da abertura sobre as desigualdades salariais. Boa parte dos estudos realizados para o Brasil, fundamentados na teoria de HOS, não encontrou efeitos significativos do comércio sobre a distribuição de rendimentos. Os resultados encontrados na literatura pesquisada sinalizaram o fraco poder explicativo da abordagem de HOS para explicar a questão das desigualdades de rendimentos entre os trabalhadores qualificados e não qualificados no Brasil, o que motivou a utilização de um modelo de comércio baseado na diferenciação de produtos, economias de escala e comércio intra-industrial.

Em parte, isto se explica pelo fato que a teoria de Heckscher-Ohlin-Samuelson opera em um contexto em que o fator abundante de um país (trabalho não qualificado, no caso brasileiro) é demandado por ser relativamente mais barato. Contudo, no Brasil, os subsídios ao capital atuaram em favor do fator escasso, à medida que o processo de reestruturação e modernização da estrutura produtiva passou pela importação de tecnologia poupadora de mão-de-obra e mais intensiva em trabalho qualificado, que é considerado o fator escasso no Brasil. Este pode ser um dos motivos pelos quais os pressupostos da teoria de HOS não se materializaram.

Da análise sobre os impactos da abertura e das novas tecnologias sobre o mercado de trabalho industrial brasileiro, concluiu-se que um dos efeitos do processo de reestruturação produtiva da indústria nacional no início dos anos 90 foi a obtenção de ganhos de produtividade industrial.

Constatou-se que, paralelamente ao aumento da produção, o nível de emprego e o total de horas pagas no setor industrial reduziram-se no período 1990-2002, fazendo com que a participação do emprego industrial em relação ao emprego total recuasse. Por outro lado, os ganhos em termos de rendimentos reais não alcançaram os patamares observados para a produtividade e parecem estar associados ao aumento da escolaridade dos trabalhadores ao longo do período. Assim, as evidências encontradas apontam para uma certa complementaridade entre tecnologia e trabalho qualificado no Brasil, o que pode ter contribuído para ampliar as desigualdades entre os trabalhadores qualificados e não qualificados no setor industrial, principalmente no período 1990-95.

Com base na análise da evolução do comércio exterior de produtos de alta tecnologia, foi possível concluir que, no período pós-abertura comercial, houve uma ampliação da competitividade da indústria brasileira, com impactos positivos sobre a estrutura das

exportações, que se tornaram cada vez mais intensivas em produtos de alta tecnologia. No entanto, a participação das exportações brasileiras no total das exportações mundiais manteve-se praticamente estabilizada em torno de 0,94%, o que evidencia o baixo dinamismo do Brasil como exportador.

No que diz respeito ao índice de comércio intra-indústria de Grubel-Lloyd agregado, concluiu-se que, para o total dos 22 setores da indústria de transformação analisados, este índice apresentou uma tendência crescente ao longo do período 1990-98, passando de 48,6% em 1990 para 90,5% em 1998, impulsionado pela abertura comercial e pela integração econômica, entre outros fatores. A partir da desvalorização cambial em janeiro de 1999, o valor do índice recuou, até atingir 78,3% em 2001. Esses resultados vão ao encontro daqueles encontrados em outros estudos, veja-se, por exemplo, Vasconcelos (2001 e 2003).

A análise em nível setorial mostrou que doze dentre as vinte e duas indústrias analisadas apresentam fluxos comerciais que se caracterizam pelo comércio intra-industrial, com predominância de indústrias que se caracterizam pela diferenciação de produto e/ou economias de escala, enquanto o comércio do tipo interindustrial prevalece em apenas oito setores da indústria de transformação, com ênfase em indústrias tradicionais, em consonância com a teoria do comércio. Apenas para duas indústrias (a indústria do alumínio e a de artigos do vestuário e acessórios) não foi possível obter um padrão para classificação.

Resguardadas as limitações apontadas ao longo do texto, em relação à utilização de variáveis *proxies* para emprego qualificado e não qualificado; produtividade e tecnologia, bem como o possível viés no índice de comércio intra-indústria, devido à agregação dos dados, os resultados encontrados evidenciaram que, no período 1990-1998, parece ter ocorrido uma intensificação do emprego relativo de trabalhadores qualificados e do comércio intra-industrial. Com relação ao salário relativo do trabalho qualificado, pôde-se afirmar que

entre 1990 e 1995 os salários relativos, em geral, ampliaram-se, ao passo que no subperíodo 1997-2001, grosso modo, mantiveram-se estabilizados. Vale notar que as mudanças ocorridas no comércio intra-industrial, ao que parece, refletiram-se na evolução dos salários relativos, uma vez que o período no qual os salários relativos cresceram coincide com aquele em que houve uma intensificação do comércio intra-industrial, o que reforça o argumento que variáveis ligadas ao comércio internacional estariam afetando os salários.

Com base nos resultados encontrados na estimação empírica realizada, foi possível concluir que, no subperíodo 1992-1996, ao que parece, as firmas da indústria de transformação tenderam a oferecer um salário relativo menor à medida que o emprego relativo crescia. Segundo alguns autores, isto pode ter ocorrido em função da ampliação da oferta de trabalho qualificado ao longo da década de 90, aliada à forte retração da demanda por trabalho no setor industrial.

Similarmente a alguns estudos para a economia brasileira baseados no modelo de comércio de Heckscher-Ohlin-Samuelson, não foi possível estabelecer uma relação conclusiva entre abertura comercial e ampliação das desigualdades de rendimentos entre trabalhadores qualificados e não qualificados, uma vez que na estimação empírica para o subperíodo 1992-1996, em dois dos quatro modelos estimados a abertura comercial atuou no sentido de atenuar as desigualdades entre os trabalhadores qualificados e não qualificados, o que vai ao encontro do preconizado pelo teorema de HOS. No entanto, para o mesmo subperíodo, os resultados mostraram que a intensificação da abertura comercial ($\Delta OPEN$) atuou em sentido contrário, contribuindo para ampliar as desigualdades de rendimentos entre qualificados e não qualificados.

Para o subperíodo 1992-1996 foi possível concluir que o aumento na produtividade do trabalho observado contribuiu para ampliar o salário relativo do trabalhador qualificado, reforçando a idéia que trabalhadores qualificados são mais produtivos e, assim, melhor remunerados. No entanto, esta tendência se reverteu para o subperíodo 1997-2001, talvez em função do processo de consolidação da reestruturação produtiva, aliado às adversidades nos mercados de trabalho e de produto.

A principal contribuição deste estudo foi mostrar que no período pós-abertura comercial os efeitos do comércio sobre a desigualdade de rendimentos na indústria de transformação foram no sentido de ampliar as desigualdades de renda neste setor. Os resultados encontrados nesta tese sugerem que a diferenciação do comércio intra-industrial do interindustrial é fundamental para compreender melhor o efeito do comércio internacional sobre os rendimentos relativos dos trabalhadores qualificados.

Com relação aos efeitos da tecnologia sobre o salário relativo do trabalhador qualificado, o coeficiente da variável usada como *proxy* para investimento em tecnologia foi positivo, porém estatisticamente não significativo. Uma possível explicação reside no fato que esta variável pode não ser uma boa *proxy* para tecnologia, uma vez que o ideal seria utilizar o valor do investimento total dos itens relacionados à tecnologia, tais como inversões em máquinas e equipamentos; despesas com pesquisa e desenvolvimento e de programas de capacitação de trabalhadores e os gastos com aquisição de tecnologia, marcas e patentes, entre outros.

Finalmente, ressalta-se que os resultados obtidos nesta tese são válidos para o período e setores investigados e têm a virtude de sinalizar a direção dos efeitos da abertura e do comércio intra-indústria sobre a desigualdade salarial na indústria de transformação brasileira. Como sugestão para futuras pesquisas, indica-se a compatibilização das duas amostras da PIA

e a replicação desta metodologia ao nível da firma, com a finalidade de verificar os possíveis efeitos intra-setoriais, através da utilização de dados desagregados e do cruzamento de informações das empresas com informações dos trabalhadores vinculados.

CAPÍTULO 8

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARBACHE, J. S. Trade liberalisation and labour market in developing countries: theory and evidence. University of Kent, **Department of Economics Discussion Paper** 01/12, jun. 2001.
- _____. Comércio internacional, competitividade e mercado de trabalho: algumas evidências para o Brasil. In: CORSEUIL, C. H.; KUME, H. **A abertura comercial brasileira nos anos 1990: impactos sobre emprego e salário**. Rio de Janeiro: IPEA, p. 115-167, 2003.
- ARBACHE, J. S.; CORSEUIL, C. H. **Liberalização comercial e estruturas de emprego e salário**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001, Texto para Discussão 801.
- ARBACHE, J. S.; CORSEUIL, C. H. Liberalização comercial e estruturas de emprego e salário. **Revista Brasileira de Economia**. *Forthcoming*, 2004.
- ARBACHE, J. S.; De NEGRI, J. A. Diferenciais de salários inter-industriais no Brasil: evidências e implicações. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 30., 2002, Nova Friburgo. **Anais ... ANPEC**, Nova Friburgo: dez. 2002. CD-ROM.
- ARBACHE, J. S.; MENEZES-FILHO, N. Rent-sharing in Brasil: using trade liberalization as a natural experiment. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 22., 2000. **Anais...** Campinas, SBE, dez. 2000. CD-ROM.
- BALDWIN, R. E.; CAIN, G. G. Shifts in relative wages: the role of trade, technology and factor endowments. **NBER** working paper 5934, Cambridge, Mass, 1997. Disponível em <<http://www.nber.org/papers/w5934>> Acesso em: 08 ago. 2001.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. John Wiley & Sons, 1995.

BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL, 1995. Informe Setorial. **Análise Conjuntural do Setor Têxtil**. Disponível em <http://www.bndes.gov.br/conhecimento/setorial/g3_tx08.pdf> Acesso em: 15 jan. 2003.

_____. Informe Setorial n. 13 Mineração e Metalurgia. **Reestruturação da Siderurgia**, 1998a. Disponível em <http://www.bndes.gov.br/conhecimento/setorial/is_g3_13.pdf> Acesso em: 16 jan. 2003.

_____. Setor Calçados **O setor de calçados no Brasil**, 1998b. Disponível em <http://www.bndes.gov.br/conhecimento/setorial/g3_tx13.pdf> Acesso em: 16 jan. 2003.

_____. Produtos Florestais: **Papel e Celulose – Comércio Exterior**, 1999. Disponível em <http://www.bndes.gov.br/conhecimento/setorial/is_g1_18.pdf> Acesso em: 16 jan. 2003.

BARROS, J. R. M de; GOLDENSTEIN, L. Avaliação do processo de reestruturação industrial brasileiro. **Revista de Economia Política**, v. 17, n. 2, 66, p. 11-31, abr./jun., 1997.

BARROS, R. P. de; CORSEUIL, C. H.; CURY, S.; LEITE, P. G. Abertura econômica e distribuição de renda no Brasil. In WORKSHOP LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL IPEA/UnB/MTE, 2001. **Anais...** Brasília, abr., 2001.

BERMAN, E., BOUND, J. e MACHIN, S. Implications of skill-biased technological change: international evidence. **The Quarterly Journal of Economics**, nov., 1998.

BERNARD, A. A.; JENSEN, B. Exporters, skill upgrading, and the wage gap. **Journal of International Economics**, v. 42, p. 3-31, 1997.

BEYER, H. ROJAS, P.; VERGARA, R. Trade liberalization and wage inequality. **Journal of Development Economics**, v. 59, p. 103-123, 1999.

BHAGWATI, J. Free traders and free immigrationists: strangers or friends? **Russell Sage Foundation**, New York, Working Paper n. 20, 1991.

BHAGWATI, J.; DEHEJIA, V. Freer trade and wages of the unskilled - is Marx Striking again? In: BHAGWATI, J.; KOSTERS, M. (eds.). **Trade and wages: levelling wages down**. Washington: AEI Press, 1994.

BONELLI, R.; FONSECA, R. **Ganhos de produtividade e de eficiência**: novos resultados para a economia brasileira. Rio de Janeiro: IPEA, 1998, Texto para Discussão.

BORJAS, G., FREEMAN, R.; KATZ, L. On the labor market effects of imigration and trade. In: BORJAS, G. e FREEMAN, R. (eds.) **Imigration and work force**. Chicago: University of Chicago e NBER, p. 213-244, 1992.

- BREUSCH, T.; PAGAN, A. The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **Review of Economic Studies**, v. 47, p. 239-253, 1980.
- CACCIAMALI, M. C.; BEZERRA, L. de L. Produtividade e emprego industrial no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 51, n. 1, p. 77-91, jan./mar., 1997.
- CAMPOS, M. de F. S. S.; CAMPOS, L. H. R. Crescimento do produto, da produtividade e dos salários reais e seus reflexos sobre a taxa de desemprego no Brasil no período 1991-2000: uma análise exploratória. In: ARAÚJO, T. P. de; LIMA, R. A. **Mercado de Trabalho e Políticas de Emprego**. Recife: PIMES, 2001, p. 65-91.
- CARD, D.; DiNARDO, J. E. Skill biased technological change and rising wage inequality: some problems and puzzles. **NBER** working paper 8769, Cambridge, Mass. 2002. Disponível em <<http://www.nber.org/papers/w8769>> Acesso em: 10 dez. 2002.
- CARNEIRO, F. G; ARBACHE, J. S. The Impacts of trade on the Brazilian labor market: a CGE model approach. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 24., 2002, Nova Friburgo. **Anais...** Nova Friburgo: SBE, 2002. CD-ROM.
- CARVALHO, P. G. M. de. **As causas do aumento da produtividade da indústria brasileira nos anos 90**. Tese (Doutorado em Economia). Rio de Janeiro: UFRJ/IE, 2000.
- CHAMON, M. **Rising wages and declining employment: the Brazilian manufacturing sector in the 90s**. Rio de Janeiro: IPEA, 1998, Texto para Discussão 552.
- CONSIDERA, C. M.; SILVA, A. B. **A produtividade da indústria brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA/DIPES, 1993 (Sumário Executivo 1).
- DEARDORFF, A. V. Factor prices and the factor content of trade revisited: what is the use? **Journal of International Economics**, v. 50, n. 1, p. 73-90, 2000.
- _____. Firless firms: how preferences can interfere with the theorems of international trade. **Journal of International Economics**, v. 20, p.131-142, 1986.
- DEARDORFF, A.; STAIGER, R. An interpretation of the factor content of trade. **Journal of International Economics**, v. 24, p. 93-107, 1988.
- DINOPOULOS, E.; SEGERSTROM, P. A Schumpeterian model of protection and relative wages. **American Economic Review**, v. 89, n. 3, p. 450-473, jun. 1999.
- DINOPOULOS, E.; SYROPOULOS, C.; XU, B. Intra-industry trade and wage-income inequality. 2001. **Center for International Business Education and Research**, Florida, Working Papers Series, 02-06, abr. 2001.
- DIXIT, A. F.; STIGLITZ, J. E. Monopolistic competition and optimum product diversity. **American Economic Review**, v. 67, p. 297-308, 1977.
- DIXIT, A.K.; NORMAN, V. **Theory of international trade: a dual, general equilibrium approach**. Cambridge: University Press, 1980.

FALVEY, R. Trade liberalization and factor price convergence. **Journal of International Economics**, v. 49, p. 195-210, 1999.

FEIJÓ, C. A.; GONZAGA, P. Os novos caminhos da produtividade na indústria brasileira. **Revista de Indicadores de Qualidade e Produtividade**. Rio de Janeiro: IPEA, 1993.

_____. Sete teses equivocadas sobre o aumento da produtividade em anos recentes. **Boletim de Conjuntura do IPEA**, Rio de Janeiro: IPEA, v. 14, n. 2, 1994.

FERNANDES, R.; MENEZES FILHO, N. A. Escolaridade e demanda relativa por trabalho: uma avaliação para o Brasil nas décadas de 80 e 90. In: SEMINÁRIO DE ECONOMIA APLICADA, 2., IPEA/UnB/MTE, II, 2002. IPEA/UnB/MTE. **Anais ...** Brasília, nov. 2002.

FERREIRA, A. H. B.; MACHADO, A. F. Trade, wage and employment. In: WORKSHOP LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL IPEA/UnB/MTE. **Anais ...** Brasília, abr. 2001.

FUNDAÇÃO CENTRO DE ESTUDOS DE COMÉRCIO EXTERIOR. Disponível em:
<<http://www.funcex.com.br>> Acesso em: 10 out.2003.

GONZAGA, G. MENEZES FILHO, N.; TERRA, C. Wage inequality in Brazil: the role of trade liberalization. In: WORKSHOP LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL IPEA/UnB/MTE, **Anais ...** Brasília, abr. 2001.

_____. **Trade liberalization and the evolution of skill earnings differentials in Brazil**. PUC-RIO, Texto para Discussão 463, Rio de Janeiro, set., 2002.

GORINI, A. P. F. Panorama do setor têxtil no Brasil e no mundo: reestruturação e perspectivas. **BNDES Setorial 12**, set. 2000. Disponível em
<<http://www.bndes.gov.br/conhecimento/bnset/set901.pdf>> Acesso em: 15 jan. 2003.

GORMAN, W. M. Tricks with utility functions. In: ARTIS, M. J.; NOBAY, A. R. (Eds.). **Essays in economic analysis**. Cambridge, 1976.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 4. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2000.

GRUBEL, H. G., LLOYD, P. J. **Intra-Industry trade**: the theory and measurement of international trade in differential products. New York, 1975.

HANSON, G. H.; HARRISON, A. Trade, technology and wage inequality. **NBER Working Papers Series**, Working Paper n. 5110, 1995.

HANSSON, P. Trade, Technology and changes in employment of skilled labour in Swedish manufacturing. In: **Conference on Technology and International Trade at Leangkollen**, Oslo, (3 versão), 1996.

HASKEL, J. E. The trade and labour approaches to wage inequality. **CEPR Discussion Paper** no. 2476. London, 2000. Centre for Economic Policy Research. Disponível em:
<<http://www.cepr.org/pubs/dps/DP2476.asp>> Acesso em: 08 nov. 2002.

HELPMAN, E.; KRUGMAN, P. R. **Market structure and foreign trade**: increasing returns, imperfect competition and the international economy. Cambridge: MIT Press, 1985.

HICKS, J. R. **The theory of wages**. London: Macmillan, 1932.

HIDALGO, A. B. Industrialização e mudanças no conteúdo de insumos das exportações brasileiras. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 27, n.3, p. 433-448, jul./set. 1996.

_____. Mudanças na estrutura do comércio internacional brasileiro: comércio interindústria x comércio intra-indústria. **Análise Econômica**, ano 11, p. 55-68, set. 1993b.

_____. O intercâmbio comercial brasileiro intra-indústria: uma análise entre indústrias e entre países. Rio de Janeiro, **Revista Brasileira de Economia**, v. 47, n. 2, p. 243-264, abr./jun., 1993a.

_____. O processo de abertura comercial brasileira e o crescimento da produtividade. **Economia Aplicada**, v.6, n.1, p. 79-95, 2002.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. 2. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Industrial Anual – Empresa. **Manual do Técnico de Pesquisa**. Rio de Janeiro: IBGE, 2003.

INSTITUTO DE ESTUDOS PARA O DESENVOLVIMENTO INDUSTRIAL. **As exportações Brasileiras em 2003**. Disponível em: <http://www.iedi.org.br/admin/pdf/exp_brasil_2003.pdf> Acesso em: 08 jan. 2004.

INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADAS. **Boletim de Mercado de Trabalho** - Conjuntura e Análise. Rio de Janeiro: IPEA, n. 1, jun., 1996.

JOHNSON, G. E. Changes in earnings inequality: the role of demand shifts. **Journal of Economic Perspectives**, v. 11, n. 2, p. 41-54, spring 1997.

JOHNSTON, J.; DiNARDO, J. **Métodos Econométricos**. 4. ed., Portugal: McGraw-Hill, 2001.

JONES, R. W. The structure of simple general equilibrium models. **Journal of Political Economy**, v. 73, p. 557-572, 1965.

KATZ, L.; MURPHY, K. Changes in relative wage, 1963-1987: supply and demand factors. **Quarterly Journal of Economics**, v. 108, p. 36-78, 1992.

KRUGMAN, P.R. Increasing returns, monopolistic competition and international trade. **Journal of International Economics**, v. 9, p. 469-480, 1979.

KUME, H.; PIANI, G. Comércio e tarifa externa comum (TEC) no Mercosul: uma perspectiva brasileira. In: CORSEUIL, C. H.; KUME, H. **A abertura comercial brasileira nos anos 1990: impactos sobre emprego e salário**. Rio de Janeiro: IPEA, p. 39-67, 2003.

KUME, H.; PIANI, G.; SOUZA, C. F. B. de A política brasileira de importação no período 1987-1998: descrição e avaliação. In: CORSEUIL, C. H.; KUME, H. **A abertura comercial brasileira nos anos 1990: impactos sobre emprego e salário**. Rio de Janeiro: IPEA, p. 9-37, 2003.

LEAMER, E. A trade economist's view of US globalization. In: COLLINS, S. (Ed.) **Imports, exports and the American workers**. Washington: Brookings Institution, 1995.

LERDA, S. C. M. S. **Comércio intra-industrial: aspectos teóricos e algumas evidências, com aplicação ao caso brasileiro**. Dissertação (Mestrado em Economia), Brasília: UnB, 1988.

LOPES, C. M; MOURA, J. G. de Política econômica e crises monetárias. A economia brasileira na segunda fase do Plano Real. In: ENCONTRO DE ECONOMISTAS DA LÍNGUA PORTUGUESA, 5., **Anais...** Recife: nov. 2003. (CD ROM)

LOVELY, M. E.; RICHARDSON, J. D. Trade flows and wage premiums. Does who or what matter? In: FEENTRA, R. C. (ed.). **The impact of international trade on wages**. Chicago: The University Chicago Press, 2000, p. 309-343.

MØLLER, N. M.; SKAKSEN, J. R. Skill biased technological change in Denmark: a disaggregate perspective. Copenhagen Business School, **IZA Discussion Paper n. 752**, abril, 2003.

MACHADO, A. F.; MOREIRA, M. M. Os impactos da abertura comercial sobre a remuneração relativa do trabalho no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 5, n. 3 jul./set., 2001, p. 491-517.

MACHADO, D. L. A qualificação da mão-de-obra no comércio internacional brasileiro: um teste do Teorema de Heckscher-Ohlin. Rio de Janeiro: BNDES, **20º Prêmio BNDES de Economia**, 1997.

MAS-COLLEL, A.; WHINSTON, M. D. GREENE, J. R. **Microeconomic theory**. New York: Oxford University Press, 1995.

MENEZES-FILHO, N. A.; ARBACHE, J. S. Trade liberalization, product markets and labor markets in Brazil. In: SEMINÁRIO DE ECONOMIA APLICADA IPEA/UNB/MTE, II, 2002, Brasília. **Anais...** Brasília, 2002.

MENEZES-FILHO, N. A.; RODRIGUES JÚNIOR, M. Abertura, tecnologia e qualificação: evidências para a manufatura brasileira. In: WORKSHOP LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL IPEA/UnB/MTE, **Anais...** Brasília, abr. 2001.

MINISTÉRIO DA CIÊNCIA E TECNOLOGIA. **Coordenação Geral de Indicadores.**

Disponível em:

<http://www.mct.gov.br/estat/ascavpp/portugues/7_Patentes/graficos/graf7_1_3.htm>

Acesso em: 20 nov. 2003.

_____. Recursos Humanos: **Indicadores do Mercado de Trabalho.** Disponível em <http://www.mct.gov.br/estat/ascavpp/portugues/3_Recursos_Humanos/tabelas/tab3_2_1.htm> Acesso em 20 de novembro de 2003.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR.

Indicadores e estatísticas. **Sistema AliceWeb.** Disponível em:

<<http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br/>> Acesso em: 15 dez. 2003.

NASSIF A. **Liberalização Comercial e eficiência econômica:** a experiência brasileira, 2003. Tese (Doutorado em Economia). UFRJ, Rio de Janeiro, 2003.

NERI, M.; CAMARGO, J. M.; REIS, M. C. **Mercado de trabalho nos anos 90:** fatos estilizados e interpretações. Rio de Janeiro, IPEA, Texto para Discussão 743, jun. 2001.

OAXACA, R.; RAMSON, M. On discrimination and the decomposition of wage differentials. **Journal of Econometrics**, v. 61, p. 5-22, 1994.

OLIVEIRA, D. M. de; CAVALCANTI, G. de A. Abertura comercial brasileira e o setor têxtil nordestino nos anos 90. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS DO TRABALHO, 7., **Anais...** Salvador: ABET, 2001 (CD ROM)

OLIVEIRA, M. H. Evidências empíricas do comércio intra-indústria. Rio de Janeiro: **Revista Brasileira de Economia**, v. 40, n. 3, p. 211-232, jul./set., 1986.

PANAGARIYA, A. Evaluating the factor-content approach to measuring the effect of trade on wage inequality. **Journal of International Economics**, 50: 91-116, 2000.

PAUS, E. A.; ROBINSON, M. D. The implications of increasing economic openness for real wage in development countries, 1973-90. **World Development**, v. 25, n. 4, p 537-547, 1997.

PAVCNIK, N. What explains skill upgrading in less developed countries? Cambridge, **NBER Working Papers Series**, Working Paper 7846, ago. 2000.

PEDROSO, A. C. de S.; FERREIRA, P. C. **Abertura comercial e disparidade de renda entre países:** uma análise empírica. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

PESQUISA INDUSTRIAL ANUAL – **Empresa.** Rio de Janeiro: IBGE, 1990-2001.

PESQUISA INDUSTRIAL MENSAL – **Dados Gerais.** Rio de Janeiro: IBGE, 1990-2002.

PESQUISA INDUSTRIAL MENSAL – **Produção Física.** Rio de Janeiro: IBGE, 1990-2002.

- PESQUISA MENSAL DE EMPREGO. Rio de Janeiro: IBGE, 1990-2001.
- PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS – **microdados da PNAD**. Rio de Janeiro: IBGE, 1992-2001.
- RAMOS, L; REIS, J. G. A. Emprego no Brasil nos anos 90. In: IPEA. **A economia brasileira em perspectiva 1998**. v. 2, p. 501-531, 1998.
- ROBBINS, D. J. Evidence on trade and wages in developing countries. **OECD Technical Paper n. 119**, 1996.
- RODRIGUES JUNIOR, M. **Abertura, tecnologia e qualificação**. Dissertação de Mestrado. São Paulo: FEA/USP, 2001.
- ROSSI JÚNIOR, J. L.; FERREIRA, P. C. Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 29, n. 1, p. 1-36, 1999.
- SABÓIA, J. **A dinâmica da descentralização industrial no Brasil**. Rio de Janeiro: UFRJ/Instituto de Economia (Texto para Discussão IE/UFRJ n. 452), 2001.
- SACCONATO ; MENEZES-FILHO, N. A. O Diferencial de Salários entre o Trabalhador Brasileiro e o Americano. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 24.,2001, Salvador, **Anais ... ANPEC**, 2001. CD-ROM
- SALM, C.; SABOIA, J.; CARVALHO, P. G. M. de. Produtividade na indústria brasileira: questões metodológicas e novas evidências empíricas. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 27, n. 2, p. 377-396, 1997.
- SILVA, A. *et al.* Retrospectiva da economia brasileira. **Perspectivas da Economia Brasileira – 1994**, cap. 1. Rio de Janeiro: IPEA, p. 13-41, 1993.
- SLAUGHTER M. J. International Trade and Labour-market Outcomes: Results, Questions, and Policy Options. **The Economic Journal**, v. 108, n. 450, p. 1452-1462, set. 1998.
- SPIILIMBERGO, A., LONDOÑO, J. L., SZÉKELY, M. Income distribution, factor endowments, and trade openness. **Journal of Development Economics**, v. 59, p. 77-101, 1999.
- VARIAN, H. R. **Microeconomic Analysis**. 3. ed., New York: Norton & Company, 1992.
- VASCONCELOS, C. R. F. **O comércio Brasil-Mercosul na década de 90: uma análise pelas óticas da intensidade fatorial, comércio intra-indústria e criação e desvio de comércio**. Tese (Doutorado em Economia). PIMES/UFPE, Recife, 2001.
- _____. O Comércio Brasil-Mercosul na década de 90: uma análise pela ótica do comércio intra-indústria. **Revista Brasileira de Economia**, vol.57, n. 1, p. 283-313, jan./mar., 2003.

WILLIS, R. J. Wage determinants: a survey and reinterpretation of human capital earnings functions. In: ASHENFELTER, O.; LAYARD, R. **Handbook of labor economics**. Elsevier, 1986, p. 525-601.

WOOD, A. **North-South trade, employment and inequality**: changing fortunes in a skill-driven world. Oxford: Clarendon Press, 1994.

_____. How trade hurt unskilled workers. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 3, p. 57-80, 1995.

WOOLDRIDGE, H. M. **Econometric analysis of cross sections and panel data**. London: MIT Press, 2001.

APÊNDICE A

O objetivo deste apêndice é apresentar a demonstração da derivação da oferta de trabalho qualificado e não qualificado e o cálculo da elasticidade preço da demanda total para o bem j de acordo com o modelo teórico de comércio intra-indústria de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001), apresentado no capítulo 4 desta tese.

A.1 Demonstração da oferta de trabalho não qualificado e da oferta de trabalho qualificado

Por suposição cada indivíduo vive um período de vida finito e exogenamente dado por $D > 0$. Considera-se que o indivíduo tem duas opções de entrada no mercado de trabalho:

- a) ingressar no período t como trabalhador não qualificado recebendo o salário w_L , independente de z , durante toda a sua vida;
- b) investir uma parte de seu tempo de vida T , com $0 < T < D$, em qualificação e treinamento e ingressar no mercado de trabalho como trabalhador qualificado recebendo um salário w_H , o qual depende do seu nível de habilidades.

Assim, existe um custo de oportunidade do treinamento/qualificação, uma vez que o indivíduo que decide se qualificar não receberá renda durante o período de capacitação. Abstraindo-se da análise os custos diretos do treinamento, um indivíduo com habilidade z no tempo t decidirá investir em qualificação e se tornar um trabalhador qualificado se e somente se:

$$\int_{t+T}^{t+D} e^{-\delta(s-t)} z w_H ds > \int_t^{t+D} e^{-\delta(s-t)} w_L ds \quad (\text{A.1})$$

ou seja, se a renda descontada que ele receberá como trabalhador qualificado no intervalo de tempo $t + T$ à $t + D$, com $T < D$, for maior ou igual àquela que ele obteria caso decidisse permanecer não qualificado do tempo t ao período de $t + D$. Então, deve existir um nível de habilidade \tilde{z} tal que o indivíduo se torne indiferente entre se qualificar ou permanecer como não qualificado. Com base nessas hipóteses, a expressão de equilíbrio de estado estacionário será dada pela solução da seguinte igualdade:

$$\int_{t+T}^{t+D} e^{-\delta(s-t)} \tilde{z} w_H ds = \int_t^{t+D} e^{-\delta(s-t)} w_L ds \quad (\text{A.2})$$

Como \tilde{z} , w_H e w_L são independentes de s , tem-se:

$$\begin{aligned} \tilde{z} w_H \int_{t+T}^{t+D} e^{-\delta(s-t)} ds &= w_L \int_t^{t+D} e^{-\delta(s-t)} ds \\ -\frac{1}{\delta} \tilde{z} w_H (e^{-\delta(t+D)} - e^{-\delta(t+T)}) &= -\frac{1}{\delta} w_L (e^{-\delta(t+D)} - e^{-\delta(t)}) \end{aligned}$$

Dividindo ambos os lados por $-e^{-\delta r}$ e resolvendo para \tilde{z} , obtém-se:

$$\tilde{z} = \frac{1 - e^{-\delta D}}{e^{-\delta r} - e^{-\delta D}} \frac{w_L}{w_H}.$$

Chamando $\gamma = \frac{1 - e^{-\delta D}}{e^{-\delta r} - e^{-\delta D}}$ e lembrando que $\omega = \frac{w_H}{w_L}$ chega-se à solução do equilíbrio de

estado estacionário em que

$$\tilde{z} = \frac{\gamma}{\omega} \quad (\text{A.3})$$

Assim sendo, tem-se que \tilde{z} é inversamente proporcional à ω . Logo, decresce como função de ω .

Para encontrar a oferta de trabalho qualificado deve-se lembrar que a população no tempo t consiste de todos os indivíduos nascidos entre $t - D$ e t e é igual à $N = DN_0$, sendo que uma fração \tilde{z} desta população permanece como não qualificada e o restante, $(1 - \tilde{z})$, corresponde à oferta potencial de trabalho qualificado, que consiste na soma dos indivíduos que estão em capacitação (*trainees*) mais aqueles trabalhadores já qualificados e prontos para exercerem atividades no mercado de trabalho como trabalhadores qualificados.

Desta forma, tem-se que TN_0 é o oferta potencial de trabalhadores qualificados em treinamento (*trainees*) nascidos entre t e $t - T$ e $(D - T)N_0$ é a oferta potencial de trabalhadores já qualificados e prontos para se estabelecer nascidos entre $t - D$ e $t - T$.

Com base nessas informações, o total de indivíduos em treinamento será: $(1 - \tilde{z})TN_0$,
 ou $(1 - \tilde{z})\frac{NT}{D}$ e o total de trabalhadores qualificados prontos para trabalhar é
 $(1 - \tilde{z})(D - T)\frac{N}{D} = (1 - \tilde{z})(1 - \frac{T}{D})N$.

A habilidade média de um indivíduo que completa o treinamento é $\frac{(1 + \tilde{z})}{2}$ e, desta
 forma, a oferta de trabalho qualificado será:

$$H(\omega) = \frac{1}{2}[1 - \tilde{z}(\omega)][1 + \tilde{z}(\omega)]\left[1 - \frac{T}{D}\right]N. \quad (\text{A.4})$$

Chamando $\lambda(\omega) = \frac{1}{2}[1 - \tilde{z}(\omega)][1 + \tilde{z}(\omega)]\left[1 - \frac{T}{D}\right]$ tem-se que:

$$H(\omega) = \lambda(\omega)N \quad (\text{A.5})$$

Uma vez que $\tilde{z}_\omega < 0$ e $T < D$, tem-se que $\lambda_\omega > 0$. Ou seja, $H(\omega)$ é uma função
 crescente do salário relativo do trabalho qualificado.

A.2 Demonstração do cálculo da elasticidade preço da demanda total pelo bem j

A função de utilidade A-DS de cada indivíduo i é suposta ter a forma:

$$U^i = \sum_{j=1}^n u(c_j^i)$$

$$\text{onde } u(c_j^i) = \begin{cases} (c_j^i + c_0) & \text{se } c_j^i > 0 \\ 0 & \text{se } c_j^i < 0. \end{cases}$$

Aqui, c_j^i denota o consumo do bem i e n é o número de bens disponíveis no mercado.

Tendo em vista que a função de utilidade U^i é linear em $u(\cdot)$, a condição de primeira ordem para o problema:

$$\max U^i = \sum_{j=1}^n u(c_j^i)$$

é dada por:

$$u'(c_j^i) = \mu^i p_j \quad (\text{A.6})$$

Sob a hipótese de que variações no *output* x_j não afetam as utilidades marginais μ^i ,

derivando-se ambos os membros de (A.6) com relação a p_j^k , obtém-se:

$$\begin{aligned} u''(c_j^i) \cdot \frac{\partial c_j^i}{\partial p_j^k} &= \mu^i \sum_{l=1}^n \frac{\partial p_j^l}{\partial p_j^k} \\ &= \mu^i \sum_{l=1}^n \delta_{l,k} \end{aligned}$$

onde $\delta_{l,k}$ é a função delta de Kronecker com

$$\delta_{l,k} = \begin{cases} 1 & \text{se } l = k \\ 0 & \text{se } l \neq k \end{cases}$$

Assim, tem-se:

$$u''(c_j^i) = \frac{\partial c_j^i}{\partial p_j^k} = \mu^k$$

Tem-se, então, as equações:

$$u'(c_j^i) = \mu^i p_j$$

$$u''(c_j^i) = \mu^i \frac{\partial p_j^i}{\partial c_j^i}$$

Dividindo-se membro a membro as duas equações acima e usando a definição de elasticidade:

$$\varepsilon_j^i = -\frac{p_j}{c_j^i} \frac{\partial c_j^i}{\partial p_j^i},$$

chega-se a

$$\varepsilon_j^i = -\frac{u'(c_j^i)}{u''(c_j^i)c_j^i}.$$

Tem-se, também, pela forma da função de subutilidade,

$$u'(\cdot) = \rho (c_j^i + c_0)^{\rho-1}$$

$$u''(\cdot) = \rho(\rho-1)(c_j^i + c_0)^{\rho-2}$$

o que resulta, após a divisão membro a membro dessas equações, em:

$$\frac{u'(\cdot)}{u''(\cdot)} = \frac{1}{\rho-1} (c_j^i + c_0).$$

e daí:

$$\varepsilon_j^i = -\frac{1}{(\rho-1)} \frac{(c_j^i + c_0)}{c_j^i}$$

Fazendo $\sigma \equiv \frac{1}{(1-\rho)} > 0$, chega-se a:

$$\begin{aligned} \varepsilon_j^i &= \sigma \frac{(c_j^i + c_0)}{c_j^i} \\ &= \sigma \left(1 + \frac{c_0}{c_j^i} \right). \end{aligned} \tag{A.7}$$

Pode-se agora passar ao cálculo da elasticidade preço da demanda total pelo bem j :

$$\varepsilon_j \equiv -\frac{p_j}{x_j} \frac{\partial x_j}{\partial p_j}.$$

Observando que $x_j = \sum_{i=1}^n c_j^i$, pode-se escrever:

$$\begin{aligned} \varepsilon_j &= -\frac{p_j}{x_j} \frac{\partial}{\partial p_j} \sum_{i=1}^n c_j^i \\ &= -\frac{1}{x_j} \sum_{i=1}^n p_j \frac{\partial c_j^i}{\partial p_j} \end{aligned}$$

Usando a definição de ε_j^i , tem-se:

$$\begin{aligned}\varepsilon_j &= \frac{1}{x_j} \sum_{i=1}^n c_j^i \varepsilon_j^i \\ &= \frac{1}{x_j} \sum_{i=1}^n \sigma(c_j^i + c_0) \\ &= \frac{1}{x_j} \sigma(x_j + Nc_0) \\ &= \sigma \left[1 + \frac{c_0}{\left(\frac{x_j}{N} \right)} \right]\end{aligned}$$

Seja $c_j \equiv \frac{x_j}{N}$ o consumo *per capita* do bem. Assim, na expressão acima tem-se,

imediatamente:

$$\varepsilon_j = \sigma \left[1 + \frac{c_0}{c_j} \right].$$

APÊNDICE B

O objetivo deste apêndice é demonstrar as condições de equilíbrio para o mercado de fatores e o mercado de produtos. O Apêndice encontra-se dividido em duas seções. Na seção B.1 demonstra-se a condição de equilíbrio no mercado de produtos, a partir da condição de preço (equação 14 no capítulo 4) e na seção B.2 demonstra-se a condição de equilíbrio no mercado de fatores (curva FF, capítulo 4).

B.1 O Preço e a Condição de Equilíbrio no Mercado de Fatores (curva PP)

No item 4.2.4 mostrou-se que a condição de equilíbrio no mercado de produto é caracterizada pela seguinte equação:

$$r(x/N) \equiv \left[1 - \frac{1}{\varepsilon_{(x/N)}} \right]^{-1} = \frac{m(w_H, w_L, x)}{m(w_H, w_L, x) + m_x(w_H, w_L, x)x} = e(w_H, w_L, x)$$

Chamando $c = c(x, N) = \frac{x}{N}$ o consumo *per capita* pode-se reescrever a equação

acima na forma:

$$r(c) = e(w_H, w_L, x) \tag{B.1}$$

A diferencial total dc é, por definição,

$$dc = \frac{\partial}{\partial x} \left(\frac{x}{N} \right) dx + \frac{\partial}{\partial N} \left(\frac{x}{N} \right) dN$$

Assim, tem-se:

$$\begin{aligned} dc &= \frac{1}{N} dx - \frac{x}{N^2} dN \\ &= \frac{1}{N} x \frac{dx}{x} - \frac{x}{N} \frac{dN}{N} \end{aligned}$$

Introduzindo as notações $\hat{x} = \frac{dx}{x}$ $\hat{N} = \frac{dN}{N}$ e observando que $c = \frac{x}{N}$, tem-se:

$$dc = c(\hat{x} - \hat{N}).$$

A diferencial dr da função $r = r(c)$ no primeiro membro de B.1 pode ser calculada como:

$$\begin{aligned} dr &= r_c dc \\ &= r_c c (\hat{x} - \hat{N}). \end{aligned}$$

Similarmente, para a função $e = e(w_H, w_L, x)$ no segundo membro de B.1

$$\begin{aligned} de &= \frac{\partial e}{\partial w_H} dw_H + \frac{\partial e}{\partial w_L} dw_L + \frac{\partial e}{\partial x} dx \\ &= e_{w_H} w_H \frac{dw_H}{w_H} + e_{w_L} w_L \frac{dw_L}{w_L} + e_x x \frac{dx}{x} \\ &= e_{w_H} w_H \hat{w}_H + e_{w_L} w_L \hat{w}_L + e_x x \hat{x} \end{aligned}$$

Assim sendo, tem-se:

$$r_c c(\hat{x} - \hat{N}) = e_{w_H} w_H \hat{w}_H + e_{w_L} w_L \hat{w}_L + e_x x \hat{x}$$

Dividindo ambos os membros por $r \equiv e$, chega-se a:

$$\frac{cr_c(\hat{x} - \hat{N})}{r} = \frac{e_{w_H} w_H \hat{w}_H}{e} + \frac{e_{w_L} w_L \hat{w}_L}{e} + \frac{e_x x \hat{x}}{e},$$

e assim,

$$\frac{cr_c}{r} \hat{N} = \hat{x} \left(\frac{cr_c}{r} - \frac{x e_x}{e} \right) - \frac{e_{w_H} w_H \hat{w}_H}{e} \hat{w}_H - \frac{e_{w_L} w_L \hat{w}_L}{e} \hat{w}_L \quad (\text{B.2})$$

Tem-se também que, como função de c , $r(c)$ possui a expressão

$$r(c) = e(w_H, w_L, x)$$

$$r(c) = \left[1 - \frac{1}{\mathcal{E}(c)} \right]^{-1}$$

Diferenciando ambos os membros desta equação fica-se com:

$$\begin{aligned} r_c &= - \left[1 - \frac{1}{\mathcal{E}(c)} \right]^{-2} \left[- \left(- \frac{1}{\mathcal{E}^2} \right) \right] \mathcal{E}_c \\ &= - r^2 \frac{\mathcal{E}_c}{\mathcal{E}^2}, \end{aligned}$$

De onde obtém-se

$$\frac{cr_c}{r} = -\frac{r_c \varepsilon_c}{\varepsilon^2} > 0$$

Lembrando que $\varepsilon_c < 0$, tem-se que $\frac{cr_c}{r} > 0$.

B.1.1 Demonstração que $e(\omega, x)$ é decrescente em ω , isto é: $e_\omega < 0$

O objetivo desta seção é demonstrar que $e(\omega, x)$ é decrescente em ω . Assim, usando a definição de $e(\cdot)$ em (14) e diferenciando com respeito aos preços dos fatores, tem-se:

$$\begin{aligned} e_\omega &= \frac{(m + x m_x) m_\omega - (m_\omega + x m_{x\omega}) m}{(m + x m_x)^2} \\ &= \frac{x m_x m_\omega - m x m_{x\omega}}{(m + x m_x)^2} \end{aligned}$$

Dividindo ambos os membros por e e efetuando as simplificações, chega-se a:

$$\begin{aligned} \frac{e_\omega}{e} &= \frac{m + x m_x}{m} \left[\frac{x m_x m_\omega}{(m + x m_x)^2} \right] - m x m_{x\omega} \\ &= \frac{x m_x m_\omega - x m m_{\omega x}}{m(m + x m_x)} \\ &= \frac{x m_x a - x m a_x}{m(m + x m_x)} \end{aligned}$$

onde na última igualdade usou-se o fato de que $m_\omega = a$.

Multiplicando ambos os membros por w ,

$$\frac{we_w}{e} = \frac{w(xm_x a - xma_x)}{m(m + xm_x)}$$

Multiplicando e dividindo o segundo membro desta equação por e , tem-se:

$$\begin{aligned} \frac{we_w}{e} &= e \frac{w(xm_x a - xma_x)}{m(m + xm_x)} \frac{m + xm_x}{m} \\ &= \frac{ew}{m^2} [xm_x a - xma_x]. \end{aligned}$$

Colocando a em evidência,

$$\begin{aligned} \frac{we_w}{e} &= \frac{ewa}{m^2} \left[xm_x - \frac{x}{a} ma_x \right] \\ &= \frac{ewa}{m} \left[x \frac{m_x}{m} - \frac{x}{a} a_x \right] \end{aligned}$$

$$\frac{we_w}{w} = -e \left(\frac{wa}{m} \right) \left[\frac{x}{a} \frac{\partial a}{\partial x} - \frac{xm_x}{m} \right] \quad (\text{B.3})$$

Uma função $f: \mathbf{R}^n \rightarrow \mathbf{R}$ é dita ser homogênea de grau k se

$$f(tu) = t^k f(u), \quad u \in \mathbf{R}^n, t \in \mathbf{R}.$$

Derivando ambos os membros desta equação em relação a t ,

$$Df(tu) \cdot u = kt^{k-1} f(u).$$

Pondo $t=1$,

$$Df(u) \cdot u = kf(u).$$

Em particular, se f é homogênea de grau $k=1$, tem-se

$$Df(u) \cdot u = f(u).$$

No caso em questão, sabendo que $m_x = m_x(w_H, w_L, x)$ é homogênea de grau $k=1$, nos preços dos fatores, tem-se:

$$m_x(w_H, w_L, x) = \frac{\partial m_x}{\partial w_L} w_L + \frac{\partial m_x}{\partial w_H} w_H$$

Da definição de elasticidade, $\beta_J = \frac{x}{a_J} \frac{\partial a_J}{\partial x}$; $J = H, L$, virá:

$$m_x(w_H, w_L, x) = \frac{\partial a_H}{\partial x} w_H + \frac{\partial a_L}{\partial x} w_L.$$

Lembrando que $\theta_J = \frac{w_J a_J}{m}$, tem-se que $\frac{a_J w_J}{x} = \frac{m \theta_J}{x}$ e, assim,

$$m_x = \frac{m}{x} [\theta_L \beta_L + \theta_H \beta_H]$$

ou

$$\frac{x m_x}{m} = \theta_L \beta_L + \theta_H \beta_H.$$

Usando as definições de θ_J e β_J , $J=H,L$,

$$\begin{aligned}\theta_L \beta_L + \theta_H \beta_H &= \frac{1}{m} (a_H w_H + a_L w_L) \\ &= \frac{1}{2} \left[\frac{\partial m}{\partial w_H} w_H + \frac{\partial m}{\partial w_L} w_L \right] \\ &= \frac{1}{m} m,\end{aligned}$$

pois $m(w_H, w_L, x)$ é homogênea de grau um. Logo, $\theta_H + \theta_L = 1$.

Da equação

$$\frac{w_H e_{w_H}}{e} = - \left(\frac{w_H a_H}{m} \right) \left[\frac{x}{a_H} \frac{\partial a_H}{\partial x} - \frac{x m_x}{m} \right]$$

Fazendo as substituições

$$\frac{x}{a_H} \frac{\partial a_H}{\partial x} = \beta_H \text{ e } \frac{x m_x}{m} = \theta_H \beta_H + \theta_L \beta_L$$

obtém-se

$$\begin{aligned}-w_H e_{w_H} &= e \theta_H [\beta_H - \theta_H \beta_H - \theta_L \beta_L] \\ &= e \theta_H [\beta_H - (1 - \theta_L) \beta_H - \theta_L \beta_L] \\ &= e \theta_H \theta_L (\beta_H - \beta_L) \\ &= e \theta_H \theta_L |\beta|.\end{aligned}$$

Similarmente,

$$- \frac{w_L e_{w_L}}{e} = e \theta_H \theta_L |\beta|. \quad (\text{B.4})$$

Das duas últimas relações, tem-se:

$$\begin{aligned} - \frac{w_H e_{w_H}}{e} \hat{w}_H - w_L e_{w_L} \hat{w}_L &= e \theta_H \theta_L |\beta| (\hat{w}_H - \hat{w}_L) \\ &= e \theta_H \theta_L |\beta| \hat{\omega} \end{aligned}$$

A segunda das igualdades é obtida como segue:

De B.2:

$$\begin{aligned} - \frac{w_H e_{w_H}}{e} \hat{w}_H - \frac{w_L e_{w_L}}{e} \hat{w}_L &= e \theta_H \theta_L |\beta| (\hat{w}_H - \hat{w}_L) \\ &= e \theta_H \theta_L |\beta| \left(\frac{dw_H}{w_H} - \frac{dw_L}{w_L} \right) \\ &= e \theta_H \theta_L |\beta| \hat{\omega} \end{aligned}$$

A diferencial $d\omega$ é, por definição,

$$\begin{aligned} d\omega &= d\left(\frac{w_H}{w_L}\right) = \frac{\partial}{\partial w_H} \left(\frac{w_H}{w_L}\right) dw_H + \frac{\partial}{\partial w_L} \left(\frac{w_H}{w_L}\right) dw_L \\ &= \frac{1}{w_L} dw_H + w_H \left(-\frac{1}{w_L^2}\right) dw_L \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 d\omega &= \frac{1}{w_L} dw_H - \frac{w_H}{w_L} \frac{dw_L}{w_L} \\
 &= \frac{w_H}{w_L} \left(\frac{dw_H}{w_H} - \frac{dw_L}{w_L} \right) \\
 &= \omega \left(\frac{dw_H}{w_H} - \frac{dw_L}{w_L} \right)
 \end{aligned}$$

Dividindo ambos os membros por ω

$$\frac{d\omega}{\omega} = \hat{\omega} = \frac{dw_H}{w_L} - \frac{dw_L}{w_L} \quad (\text{B.5})$$

Das condições de primeira ordem, tem-se que:

$$p \left(1 - \frac{1}{\varepsilon(c)} \right) - (m + xm_x) = 0$$

Então, a condição de segunda ordem será:

$$p_x \left(1 - \frac{1}{\varepsilon(c)} \right) + p \left[\frac{\varepsilon_c}{\varepsilon^2} \frac{1}{N} \right] - (m_x + m_x + xm_{xx}) < 0$$

Da definição de elasticidade

$$\varepsilon = - \frac{p}{x} \frac{\partial x}{\partial p}$$

obtem-se

$$\frac{\partial p}{\partial x} = - \frac{p}{x \varepsilon}$$

Uma vez que $\frac{1}{N} = \frac{c}{x}$, a condição de segunda ordem pode ser escrita como:

$$-\frac{p}{x\mathcal{E}}\left[1 - \frac{1}{\mathcal{E}}\right] + \frac{p}{x\mathcal{E}}\left[\frac{c\mathcal{E}_c}{\mathcal{E}}\right] - (2m_x + xm_{xx}) < 0 \quad (\text{B.6})$$

ou

$$\frac{p}{x\mathcal{E}}\left[\frac{c\mathcal{E}_c}{\mathcal{E}} - \left(1 - \frac{1}{\mathcal{E}}\right)\right] - (2m_x + xm_{xx}) < 0$$

Neste caso, $p = m$; e, assim, $m_x = p_x = -\frac{p}{x\mathcal{E}}$.

Substituindo em (B.6)

$$-m_x\left[\frac{c\mathcal{E}_c}{\mathcal{E}} - 1 + \frac{1}{\mathcal{E}}\right] - 2m_x - xm_{xx} < 0$$

Dividindo por m_x e lembrando que $m_x < 0$,

$$-\left[\frac{c\mathcal{E}_c}{\mathcal{E}} - 1 + \frac{1}{\mathcal{E}}\right] - 2 - \frac{xm_{xx}}{m_x} > 0 \quad (\text{B.7})$$

Observando que

$$m_x = -\frac{p}{x\mathcal{E}} = -\frac{m}{x\mathcal{E}}$$

tem-se que:

$$\mathcal{E} = -\frac{m}{xm_x}$$

Substituindo em (B.4'),

$$\begin{aligned}
 -\frac{c \mathcal{E}_c}{\mathcal{E}} + 1 + \frac{x m_x}{m} - 2 - \frac{x m_{xx}}{m_x} &> 0 \\
 -\frac{c \mathcal{E}_c}{\mathcal{E}} - 1 - \frac{x m_{xx}}{m_x} + \frac{x m_x}{m} &> 0
 \end{aligned} \tag{B.8}$$

Tomando a definição de $e(\cdot)$ em (14) e diferenciando com relação a x ,

$$\begin{aligned}
 e_x &= \frac{(m + x m_x) m_x - m(m_x + m_x + x m_{xx})}{(m + x m_x)^2} \\
 &= \frac{x m_x^2 - m m_x - m x m_{xx}}{(m + x m_x)^2}
 \end{aligned}$$

Dividindo ambos os lados por e^2

$$\frac{e_x}{e^2} = \frac{x m_x^2 - m m_x - m x m_{xx}}{(m + x m_x)} \frac{(m + x m_x)}{m^2}$$

Efetuada as simplificações,

$$\frac{e_x}{e^2} = \frac{x m_x^2}{m^2} - \frac{m m_x}{m^2} - \frac{m x m_{xx}}{m^2}$$

onde separou-se as parcelas por questão de conveniência.

Escrevendo a última equação na forma

$$\frac{e_x}{e^2} = \frac{x m_x}{m} \frac{m_x}{m} - \frac{1}{x} \frac{x m_x}{m} - \frac{1}{m_x} \frac{x m_x}{m} m_{xx},$$

e usando o fato de que $\frac{xm_x}{m} = -\frac{1}{\varepsilon}$, ter-se-á:

$$\begin{aligned} \frac{e_x}{e^2} &= -\frac{1}{\varepsilon} \frac{m_x}{m} + \frac{1}{\varepsilon} \frac{1}{x} + \frac{1}{m_x} \frac{1}{\varepsilon} m_{xx} \\ &= \frac{1}{\varepsilon} \left[\frac{1}{x} + \frac{m_{xx}}{m_x} - \frac{m_x}{m} \right] \end{aligned}$$

Multiplicando ambos os membros por x ,

$$\frac{x e_x}{e^2} = \frac{1}{\varepsilon} \left[1 + \frac{x m_{xx}}{m_x} - \frac{x m_x}{m} \right]$$

Multiplicando ambos os membros por ε e usando o fato de que $r \equiv e$, tem-se:

$$\frac{x e_x}{e} = \frac{r}{\varepsilon} \left[1 + \frac{x m_{xx}}{m_x} - \frac{x m_x}{m} \right] \quad (\text{B.9})$$

Lembrando que $\frac{c r_c}{r} = -\frac{r_c \varepsilon_c}{\varepsilon^2}$, ter-se-á

$$\begin{aligned} \frac{c r_c}{r} - \frac{x e_x}{e} &= -\frac{r_c \varepsilon_c}{\varepsilon^2} - \frac{r}{\varepsilon} \left[1 + \frac{x m_{xx}}{m_x} - \frac{x m_x}{m} \right] \quad (\text{B.10}) \\ &= \frac{r}{\varepsilon} \left[-\frac{c \varepsilon_c}{\varepsilon} - 1 - \frac{x m_{xx}}{m_x} + \frac{x m_x}{m} \right] > 0 \end{aligned}$$

Observe-se que $\varepsilon > 1$ e, assim,

$$r = \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right)^{-1} = \left(\frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon} \right)^{-1} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} > 0$$

De (B.2), obtém-se, finalmente,

$$(e^{\theta_H} \theta_L | \beta |) \hat{\omega} + \left(\frac{c r_c}{r} - \frac{x e_x}{e} \right) \hat{x} = \frac{c r_c}{r} \hat{N} \quad (\text{B.11})$$

Isto completa a caracterização da curva PP e da dependência do tamanho da economia.

B.2 Derivação da curva FF

Voltando para a análise da curva FF, seja σ_x a elasticidade de substituição entre trabalhadores qualificados e não qualificados dentro da firma e notando que:

$$\hat{a}_H = \theta_L \sigma_x \hat{\omega} + \beta_H \hat{x} \quad ; \quad \hat{a}_L = \theta_H \sigma_x \hat{\omega} + \beta_L \hat{x} \quad (\text{B.12})$$

Seja $\eta \equiv \omega h_\omega / h$.

No texto mostrou-se que a condição de equilíbrio no mercado de fatores é dada por:

$$\frac{a_H(\omega, 1, x)}{a_L(\omega, 1, x)} = h(\omega)$$

$$\frac{a_H}{a_L} = h(\omega) \quad (\text{def. 15})$$

Tomando o logaritmo de (15)

$$\log a_H - \log a_L = \log h(\omega)$$

Diferenciando:

$$d \log a_H - d \log a_L = d(\log h(\omega))$$

Utilizando (B.12)

$$\hat{a}_H = -\theta_L \sigma_x \hat{\omega} + \beta_H \hat{x} \quad \text{e} \quad \hat{a}_L = \theta_H \sigma_x \hat{\omega} + \beta_L \hat{x}$$

tem-se:

$$\begin{aligned} & -\theta_L \sigma_x \hat{\omega} + \beta_H \hat{x} - \theta_H \sigma_x \hat{\omega} - \beta_L \hat{x} = \eta \hat{\omega} \\ & -\sigma_x \hat{\omega}(\theta_L + \theta_H) + (\beta_H - \beta_L) \hat{x} = \eta \hat{\omega} \\ & -\sigma_x \omega(\theta_L + \theta_H) + (\beta_H - \beta_L) \hat{x} = \eta \hat{\omega} \\ & -(\sigma_x + \eta) \hat{\omega} + |\beta| \hat{x} = 0 \end{aligned} \tag{B.14}$$

Onde $|\beta| > 0$ (condição A) e $\eta > 0$ (demonstrado no Apêndice A).

Logo, a curva FF tem inclinação positiva e a curvatura depende de σ_x , η e $|\beta|$.

APÊNDICE C

Tabela A1 – Número de empresas da amostra da PIA – total da indústria de transformação e dos gêneros selecionados (em número absoluto) – 1990/2001

Gêneros	1990	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos alimentares e bebidas*	6.271	5.921	5723	5.344	4.746	17.412	17.373	18.604	19.627	19.750	19.936
Fumo	229	192	156	120	116	67	69	70	68	75	84
Têxtil	1.826	1.462	1428	1.394	1.231	4.555	3.629	4.400	3.709	4.343	4.567
Vestuário e acessórios	1.882	1.421	1353	1.351	1.164	14.681	14.184	14.692	14.959	16.557	18.087
Couro e calçados	1.070	912	866	769	650	3.997	4.145	4.039	4.283	5.268	5.722
Madeira	1.035	846	830	803	755	5.992	5.796	6.787	7.117	7.921	7.995
Celulose, papel e gráfica	828	745	717	638	605	1.925	1.811	1.837	1.819	1.838	2.093
Edição, impressão e reprodução de gravações	1.089	1.010	943	912	876	6.766	6.718	6.940	7.275	7.094	7.266
Químicos inorgânicos	284	314	295	282	275	341	316	312	387	351	355
Farmacêutico	476	421	424	405	378	685	713	696	737	705	778
Produtos químicos diversos**	1.700	1.526	1528	1.327	1.294	2.457	2.399	2.546	2.566	3.049	3.031
Borracha	455	444	427	421	417	1.449	1.363	1.350	1.369	1.450	1.504
Materiais plásticos	893	831	827	779	712	3.546	3.889	3.860	4.259	4.629	4.952
Minerais não-metálicos	1.828	1.664	1691	1.648	1.568	8.057	8.437	9.484	10.247	10.787	11.116
Siderúrgico	398	308	333	292	307	212	311	328	382	296	339
Alumínio	344	308	312	286	266	477	456	536	572	434	562
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	1.871	1.638	1542	1.527	1.392	1.381	1.421	1.522	1.550	1.368	1.580
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações e telecomunicações	497	377	354	344	323	756	736	736	767	767	813
Veículos automotores, reboque e carrocerias	742	743	713	659	587	2.401	2.338	2.410	2.534	2.574	2.514
Outros equipamentos de transporte	236	230	221	211	184	627	631	567	617	583	643
Artigos do mobiliário	914	853	793	727	686	6.757	6.818	7.426	7.602	8.051	8.080
Indústrias diversas	964	719	644	646	562	2.508	2.698	2.740	2.629	3.119	3.127
Total da Indústria de Transformação	29.891	26.602	25530	24.211	22.132	105.831	104.344	110.610	115.071	121.979	128.040
Total dos 22 gêneros	25.832	22.885	22120	20.885	19.094	87.049	86.251	91.882	95.075	101.009	105.144
Percentual em relação ao Total da Indústria de Transformação	86,42	86,03	86,64	86,26	86,27	82,25	82,66	83,07	82,62	82,81	82,12

FONTE: IBGE, Pesquisa Industrial Anual – dados brutos. Elaboração própria.

* Exceto álcool etílico. ** Exceto químicos orgânicos.

Tabela A2 – Participação do gênero no número total dos gêneros selecionados (em percentual), 1990/2001

Gêneros	1990	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos alimentares e bebidas*	24,28	25,87	25,87	25,59	24,86	20,00	20,14	20,25	20,64	19,55	18,96
Fumo	0,89	0,84	0,71	0,57	0,61	0,08	0,08	0,08	0,07	0,07	0,08
Têxtil	7,07	6,39	6,46	6,67	6,45	5,23	4,21	4,79	3,90	4,30	4,34
Vestuário e acessórios	7,29	6,21	6,12	6,47	6,10	16,87	16,45	15,99	15,73	16,39	17,20
Couro e calçados	4,14	3,99	3,92	3,68	3,40	4,59	4,81	4,40	4,50	5,22	5,44
Madeira	4,01	3,70	3,75	3,84	3,95	6,88	6,72	7,39	7,49	7,84	7,60
Celulose, papel e gráfica	3,21	3,26	3,24	3,05	3,17	2,21	2,10	2,00	1,91	1,82	1,99
Edição, impressão e reprodução de gravações	4,22	4,41	4,26	4,37	4,59	7,77	7,79	7,55	7,65	7,02	6,91
Químicos inorgânicos	1,10	1,37	1,33	1,35	1,44	0,39	0,37	0,34	0,41	0,35	0,34
Farmacêutico	1,84	1,84	1,92	1,94	1,98	0,79	0,83	0,76	0,78	0,70	0,74
Produtos químicos diversos**	6,58	6,67	6,91	6,35	6,78	2,82	2,78	2,77	2,70	3,02	2,88
Borracha	1,76	1,94	1,93	2,02	2,18	1,66	1,58	1,47	1,44	1,44	1,43
Materiais plásticos	3,46	3,63	3,74	3,73	3,73	4,07	4,51	4,20	4,48	4,58	4,71
Mínerais não-metálicos	7,08	7,27	7,64	7,89	8,21	9,26	9,78	10,32	10,78	10,68	10,57
Siderúrgico	1,54	1,35	1,51	1,40	1,61	0,24	0,36	0,36	0,40	0,29	0,32
Alumínio	1,33	1,35	1,41	1,37	1,39	0,55	0,53	0,58	0,60	0,43	0,53
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	7,24	7,16	6,97	7,31	7,29	1,59	1,65	1,66	1,63	1,35	1,50
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações e telecomunicações	1,92	1,65	1,60	1,65	1,69	0,87	0,85	0,80	0,81	0,76	0,77
Veículos automotores, reboque e carrocerias	2,87	3,25	3,22	3,16	3,07	2,76	2,71	2,62	2,67	2,55	2,39
Outros equipamentos de transporte	0,91	1,01	1,00	1,01	0,96	0,72	0,73	0,62	0,65	0,58	0,61
Artigos do mobiliário	3,54	3,73	3,58	3,48	3,59	7,76	7,90	8,08	8,00	7,97	7,68
Indústrias diversas	3,73	3,14	2,91	3,09	2,94	2,88	3,13	2,98	2,77	3,09	2,97

FONTE: IBGE, Pesquisa Industrial Anual – dados brutos. Elaboração própria.

* Exceto álcool etílico. ** Exceto químicos orgânicos.

Tabela A3 – Compatibilização do Código Nacional de Atividade Econômica (CNAE) com os Capítulos da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM)

CNAE	Descrição do Item	NCM (capítulos)
15	Indústria de alimentos e bebidas.	4, 11 e 16 a 23
16	Indústria do fumo.	24
17	Indústria têxtil.	50 a 60
18	Indústria de confecção e artigos do vestuário e acessórios.	61 a 64
19	Indústria do couro e artefatos de couro, artigos de viagem e calçados.	41 a 43
20	Indústria da madeira.	44 a 46
21	Indústria do papel, celulose e produtos de papel.	47 e 48
22	Indústria da edição, impressão e reprodução de gravações.	49
24	Indústria de produtos químicos.	28 a 38
25	Indústria de artigos de borracha e plástico.	39 e 40
26	Indústria de produtos de minerais não-metálicos.	68 a 70
27	Indústria metalúrgica.	72 a 81
28	Indústria de produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos.	82 e 83
32	Indústria de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações.	85 (parcial)
34	Indústria de fabricação e montagem de veículos automotores, reboque e carrocerias.	87
35	Indústria de outros equipamentos de transporte.	86, 88 e 89
36	Indústria moveleira e indústrias diversas.	71, 92 e 94 a 96

FONTE: Elaboração própria, a partir das classificações do IBGE e MDIC/SECEX.

Tabela A4 – Participação percentual do emprego setorial no emprego total da indústria de transformação brasileira, 1990/2001

Gêneros	1990	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos alimentares e bebidas*	15,20	17,55	16,84	17,53	19,41	18,79	17,55	18,03	17,94	17,86	18,27
Fumo	0,62	0,64	0,57	0,56	0,59	0,45	0,57	0,51	0,47	0,42	0,45
Têxtil	7,33	6,75	7,27	7,09	6,40	5,76	5,43	5,45	5,42	5,54	5,62
Vestuário e acessórios	6,64	5,53	5,55	5,87	5,12	7,49	7,66	7,42	7,88	8,07	7,98
Couro e calçados	5,56	6,19	5,77	4,95	4,76	5,56	5,56	5,46	6,12	6,66	7,07
Madeira	1,89	2,06	2,20	2,10	2,19	3,28	3,67	3,90	4,16	4,29	4,09
Celulose, papel e gráfica	2,80	3,01	3,12	2,92	3,10	2,94	2,82	2,73	2,90	2,58	2,59
Edição, impressão e reprodução de gravações	2,92	3,08	3,00	3,19	3,54	3,74	3,55	3,65	3,58	3,45	3,37
Químicos inorgânicos	0,62	0,86	0,80	0,76	0,76	0,74	0,69	0,71	0,71	0,67	0,65
Farmacêutico	1,17	1,36	1,45	1,46	1,62	1,49	1,36	1,39	1,44	1,41	1,46
Produtos químicos diversos**	4,22	4,21	4,25	3,69	3,70	3,16	3,01	2,97	2,88	2,91	2,91
Borracha	1,49	1,54	1,45	1,60	1,59	1,39	1,46	1,33	1,39	1,38	1,32
Materiais plásticos	2,75	3,01	3,20	3,29	3,22	3,52	3,85	3,94	3,84	4,15	4,00
Minerais não-metálicos	4,19	4,16	4,30	4,21	4,19	4,85	5,28	5,60	5,70	5,84	5,50
Siderúrgico	3,63	3,05	3,28	3,10	3,02	0,53	0,58	0,59	0,65	0,76	0,75
Alumínio	1,70	1,51	1,58	1,55	1,34	0,84	0,86	0,91	0,94	0,79	0,77
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	5,78	5,53	5,69	5,59	5,42	1,41	1,52	1,65	1,52	1,60	1,59
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações e telecomunicações	2,91	1,92	1,83	2,05	2,16	1,73	1,56	1,39	1,31	1,44	1,44
Veículos automotores, reboque e carrocerias	5,46	5,41	5,66	5,72	5,33	5,80	6,06	5,81	5,55	5,29	5,23
Outros equipamentos de transporte	1,70	1,46	1,50	1,54	1,24	0,79	0,82	0,78	0,81	0,76	0,92
Artigos do mobiliário	1,90	2,01	2,02	2,12	2,19	3,44	3,81	4,12	3,81	3,89	3,72
Indústrias diversas	2,42	2,14	2,06	2,29	2,07	1,41	1,53	1,67	1,62	1,70	1,52
Total das 22 indústrias	82,92	82,99	83,38	83,17	82,96	79,10	79,19	80,01	80,65	81,46	81,24

FONTE: IBGE, Pesquisa Industrial Anual – dados brutos. Elaboração própria.

* Exceto álcool etílico. ** Exceto químicos orgânicos.

Tabela A5 – Número de empregados por empresa (em números absolutos) – total da indústria de transformação brasileira e de gêneros selecionados, 1990/2001

Gêneros	1990	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos alimentares e bebidas*	104,84	110,25	106,72	116,46	131,93	52,18	87,86	82,59	78,55	82,87	87,01
Fumo	118,01	124,03	131,37	166,04	163,28	323,99	717,70	625,53	591,62	519,09	513,32
Têxtil	173,66	171,67	184,71	180,54	167,67	61,15	130,11	105,61	125,56	117,02	116,75
Vestuário e acessórios	152,60	144,67	148,75	154,19	141,81	24,65	46,95	43,03	45,29	44,69	41,90
Couro e calçados	224,80	252,53	241,77	228,41	236,26	67,25	116,65	115,12	122,87	115,81	117,23
Madeira	78,84	90,66	96,09	92,66	93,68	26,48	55,05	48,96	50,20	49,63	48,55
Celulose, papel e gráfica	146,24	150,30	157,59	162,18	165,52	73,83	135,64	126,90	137,00	128,55	117,54
Edição, impressão e reprodução de gravações	115,93	113,50	115,25	124,28	130,57	26,71	45,97	44,82	42,23	44,60	44,01
Químicos inorgânicos	93,99	101,66	98,23	96,22	88,89	104,51	190,06	192,65	156,63	173,86	174,81
Farmacêutico	106,51	120,03	123,71	128,25	138,19	104,96	165,88	170,64	168,07	183,37	178,64
Produtos químicos diversos**	107,29	102,56	100,92	98,57	92,14	62,20	109,12	99,58	96,51	87,38	91,19
Borracha	142,07	128,65	123,06	135,15	123,32	46,53	93,40	83,75	87,19	87,45	83,38
Materiais plásticos	133,43	134,74	140,52	149,68	145,83	48,01	86,06	86,97	77,39	82,08	76,59
Minerais não-metálicos	99,22	93,08	92,24	90,69	86,32	29,07	54,44	50,34	47,78	49,65	46,94
Siderúrgico	394,49	368,17	356,87	376,56	317,51	120,76	161,17	154,59	146,86	235,06	211,35
Alumínio	213,78	182,94	183,18	192,57	162,71	85,57	164,40	145,03	140,75	167,46	130,73
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	133,52	125,68	133,71	129,83	125,72	49,24	93,07	92,40	84,34	107,10	95,81
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações e telecomunicações	253,68	189,60	187,31	211,15	215,66	110,74	184,21	161,53	146,77	172,43	168,57
Veículos automotores, reboque e carrocerias	318,51	270,65	287,77	307,85	292,80	116,76	225,60	205,40	188,25	188,23	197,37
Outros equipamentos de transporte	311,89	236,34	245,80	259,68	217,97	60,93	112,36	117,14	113,45	119,54	136,56
Artigos do mobiliário	90,03	87,77	92,43	103,45	102,97	24,58	48,63	47,26	43,09	44,29	43,74
Indústrias diversas	108,59	110,45	116,17	125,70	118,82	27,18	49,33	51,97	52,99	49,88	46,05
Total das 22 indústrias	138,84	134,87	136,69	141,34	140,18	43,93	79,87	74,23	72,89	73,92	73,35
Total da Indústria de Transformação	144,70	139,81	142,03	146,60	145,79	45,68	83,36	77,06	74,67	75,14	74,15

FONTE: IBGE, Pesquisa Industrial Anual – dados brutos. Elaboração própria.

* Exceto álcool etílico. ** Exceto químicos orgânicos.

Tabela A6 – Brasil: participação percentual do emprego qualificado no emprego total do setor, 1990/2001

Gêneros	1990	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos alimentares e bebidas*	35,06	34,09	34,18	31,66	31,20	33,40	39,59	39,45	39,21	40,73	40,86
Fumo	41,14	39,21	43,00	43,16	36,46	34,62	40,80	42,09	42,13	40,79	40,47
Têxtil	18,70	18,87	18,18	17,21	19,74	14,61	45,39	45,49	45,70	45,98	46,22
Vestuário e acessórios	19,05	18,39	16,42	15,86	15,94	14,76	44,82	44,74	45,08	44,73	45,03
Couro e calçados	12,30	10,83	10,91	12,13	14,53	10,05	46,74	46,91	47,23	47,27	47,29
Madeira	17,93	13,73	12,58	13,38	14,37	9,82	46,24	46,18	46,24	46,52	46,26
Celulose, papel e gráfica	26,45	26,01	26,27	23,85	24,18	20,68	43,49	43,46	43,64	43,95	43,81
Edição, impressão e reprodução de gravações	48,25	48,14	48,63	48,67	49,59	38,24	36,92	37,09	36,62	38,38	36,75
Químicos inorgânicos	42,57	29,61	37,33	35,35	37,50	37,79	39,51	39,50	41,68	41,40	41,74
Farmacêutico	48,25	48,47	49,39	49,99	52,94	44,44	34,91	34,31	34,03	35,37	35,66
Produtos químicos diversos**	45,93	43,99	45,27	42,11	43,15	34,74	39,34	39,34	39,48	39,67	39,93
Borracha	26,20	23,81	26,03	23,75	23,47	18,91	43,32	43,89	43,51	44,28	43,91
Materiais plásticos	22,25	19,54	20,09	19,58	18,00	17,92	44,69	44,66	45,04	44,72	44,80
Minerais não-metálicos	25,75	24,63	24,46	22,54	25,51	14,92	44,65	44,42	44,57	44,56	44,54
Siderúrgico	27,05	25,30	21,69	20,11	20,26	19,62	44,10	44,11	44,20	45,10	44,83
Alumínio	27,54	32,43	30,83	27,42	27,32	19,02	44,23	43,86	43,19	44,39	42,91
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	23,70	23,56	23,42	21,29	21,84	16,69	44,51	44,45	44,48	44,99	44,87
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações e telecomunicações	37,34	32,33	33,66	36,32	35,09	32,56	39,44	39,34	39,10	40,87	40,71
Veículos automotores, reboque e carrocerias	25,59	22,40	21,11	19,45	19,62	19,03	44,73	44,48	44,18	44,01	44,04
Outros equipamentos de transporte	26,93	20,68	21,13	18,54	22,53	19,82	44,31	43,37	42,46	43,78	44,34
Artigos do mobiliário	23,71	21,46	21,38	18,84	18,80	12,21	45,33	45,20	44,93	45,17	44,86
Indústrias diversas	30,22	28,37	26,96	25,44	27,38	16,97	43,35	43,79	43,84	44,01	43,74
Total das 22 indústrias	27,96	26,78	26,47	25,20	26,33	22,67	42,86	42,80	42,84	43,42	43,88
Total da Indústria de Transformação	28,28	27,25	26,95	25,92	26,55	23,11	42,79	42,83	42,90	43,39	43,37

FONTE: IBGE, Pesquisa Industrial Anual – dados brutos. Elaboração própria.

* Exceto álcool etílico. ** Exceto químicos orgânicos.

Tabela A7 – Participação percentual do valor bruto da produção do gênero em relação ao valor bruto da produção da indústria de transformação brasileira, 1990/2001

Gêneros	1990	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos Alimentares e Bebidas*	15,44	18,67	17,64	19,08	19,84	20,07	20,12	21,16	20,08	18,23	19,51
Fumo	0,99	1,06	0,98	0,94	1,02	0,91	0,93	0,81	0,81	0,64	0,68
Têxtil	5,44	4,50	4,64	4,26	3,81	3,55	3,19	3,15	3,31	3,07	2,82
Vestuário e acessórios	3,02	2,23	2,99	3,37	1,77	2,51	2,28	2,40	2,08	1,83	1,73
Couro e calçados	2,33	2,34	2,69	2,09	1,74	2,37	2,14	1,95	2,18	2,21	2,25
Madeira	0,67	0,70	0,92	0,73	0,71	1,09	1,11	1,04	1,25	1,07	1,14
Celulose, papel e gráfica	3,12	3,08	2,85	3,01	3,91	3,62	3,28	3,31	3,86	3,75	3,49
Edição, impressão e reprodução de gravações	1,77	1,72	1,78	2,06	2,80	3,40	3,42	3,48	2,99	2,96	2,65
Químicos inorgânicos	0,87	1,39	1,44	1,24	1,21	1,98	1,87	2,03	2,32	2,16	2,17
Farmacêutico	1,48	1,83	1,89	2,18	2,64	2,56	2,61	2,81	2,96	2,20	2,09
Produtos químicos diversos**	7,30	7,83	7,39	7,05	7,14	6,50	6,73	6,65	7,07	6,62	6,89
Borracha	1,44	1,38	1,32	1,31	1,38	1,25	1,28	1,24	1,18	1,20	1,08
Materiais plásticos	1,97	2,35	2,02	2,06	2,18	2,70	2,68	2,79	2,68	3,16	2,84
Minerais não-metálicos	2,83	3,28	3,24	3,20	3,13	3,10	3,19	3,49	3,25	3,24	3,25
Siderúrgico	7,24	5,02	5,11	4,72	4,57	0,67	0,80	0,82	1,08	1,53	1,48
Alumínio	2,35	2,00	1,79	1,86	1,90	1,56	1,66	1,59	2,02	1,91	1,89
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	3,89	4,10	4,22	3,67	3,67	1,28	1,51	1,71	1,63	2,09	2,07
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações e telecomunicações	3,69	2,99	3,86	3,49	3,69	3,73	3,70	3,31	3,59	4,08	4,03
Veículos automotores, reboque e carrocerias	4,63	4,48	4,82	4,65	4,46	9,79	10,10	9,38	8,28	8,64	8,54
Outros equipamentos de transporte	1,43	1,22	1,12	1,03	0,90	0,88	1,14	1,33	1,70	1,69	2,12
Artigos do mobiliário	0,88	0,67	0,81	0,91	1,01	1,55	1,57	1,63	1,43	1,54	1,43
Indústrias diversas	1,61	1,51	1,53	1,55	1,38	0,71	0,71	0,80	0,77	0,70	0,63
Total das 22 indústrias	74,38	74,35	75,06	74,48	74,85	75,78	76,01	76,88	76,51	74,51	74,80

FONTE: IBGE, Pesquisa Industrial Anual – dados brutos. Elaboração própria.

* Exceto álcool etílico. ** Exceto químicos orgânicos.

Tabela A8 – Evolução do valor bruto da produção industrial na indústria de transformação brasileira – índice 1990 = 100, 1992-2001

Gêneros	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos Alimentares e Bebidas*	121,05	116,36	124,56	115,60	131,27	133,46	135,75	137,87	136,32	154,43
Fumo	106,54	100,20	95,61	91,96	91,99	95,47	80,58	86,10	74,38	83,91
Têxtil	82,81	86,89	79,01	63,05	65,97	60,15	57,40	64,45	65,29	63,39
Vestuário e acessórios	73,92	100,69	112,33	52,51	83,86	77,27	78,55	72,93	69,80	69,71
Couro e calçados	100,76	117,90	90,64	67,35	103,02	93,96	82,79	99,45	109,45	118,23
Madeira	103,66	139,04	109,45	95,01	163,45	169,42	153,60	196,46	184,49	206,50
Celulose, papel e gráfica	98,88	93,09	97,30	112,60	117,23	107,53	104,87	130,98	138,59	136,61
Edição, impressão e reprodução de gravações	97,22	102,61	117,53	142,08	193,81	197,55	194,82	179,16	192,85	183,20
Químicos inorgânicos	161,10	169,96	144,85	126,22	231,42	221,31	232,74	284,59	287,70	306,45
Farmacêutico	123,41	129,58	148,18	160,47	174,55	180,25	188,02	211,90	171,11	172,71
Produtos químicos diversos**	107,38	103,14	97,35	87,97	89,85	94,31	90,17	102,59	104,73	115,34
Borracha	95,98	93,51	91,55	85,97	87,60	91,19	85,04	87,16	96,21	91,73
Materiais plásticos	119,68	104,36	105,40	99,34	138,25	139,38	140,18	143,98	185,18	176,33
Minerais não-metálicos	115,68	116,37	113,94	99,27	110,24	115,08	121,81	121,47	131,99	139,89
Siderúrgico	69,45	71,85	65,76	56,81	9,40	11,32	11,24	15,81	24,40	25,05
Alumínio	85,38	77,52	79,73	72,92	66,97	72,60	67,05	91,36	93,91	98,41
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	105,63	110,64	95,12	84,86	33,30	39,68	43,46	44,35	62,07	65,11
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações e telecomunicações	80,95	106,46	95,37	89,98	102,12	102,53	88,73	103,06	127,43	133,47
Veículos automotores, reboque e carrocerias	96,96	106,07	101,28	86,73	213,49	223,45	200,63	189,60	215,69	225,53
Outros equipamentos de transporte	85,53	80,24	72,98	57,06	62,62	81,81	92,31	126,12	136,87	181,60
Artigos do mobiliário	76,64	94,35	105,14	103,37	177,97	183,40	184,16	172,78	202,98	198,67
Indústrias diversas	94,03	96,89	97,04	77,06	44,53	45,21	49,40	50,42	50,38	47,70
Total das 22 indústrias	100,07	102,77	100,93	90,52	102,86	104,62	102,33	109,01	115,65	122,85
Total da Indústria de Transformação	100,10	101,84	100,79	89,95	100,95	102,37	99,00	105,97	115,45	122,16

FONTE: MDIC/SECEX – dados brutos. Elaboração própria.

* Exceto álcool etílico. ** Exceto químicos orgânicos.

Tabela A9 – Participação percentual das exportações setoriais no total das exportações da indústria de transformação brasileira, 1990/2001

Gêneros	1990	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos alimentares e bebidas*	15,99	14,34	14,13	14,51	17,40	17,72	17,48	16,89	13,77	11,87	14,22
Fumo	2,14	3,11	2,63	2,71	3,11	3,70	4,23	4,21	2,20	1,87	2,03
Têxtil	2,82	2,82	2,08	2,09	2,41	2,01	2,08	1,89	1,40	1,53	1,65
Vestuário e acessórios	1,46	1,81	1,95	1,60	1,26	1,29	1,13	1,11	0,91	1,19	1,15
Couro e calçados	5,18	6,05	6,96	5,62	6,03	5,47	6,10	5,73	4,60	5,43	5,67
Madeira	1,46	1,80	2,46	2,81	3,02	2,71	3,10	3,04	3,18	3,28	3,20
Celulose, papel e gráfica	4,16	4,59	4,42	4,72	7,17	4,72	5,06	5,34	4,91	5,65	4,70
Edição, impressão e reprodução de gravações	0,07	0,09	0,13	0,08	0,07	0,05	0,08	0,09	0,07	0,06	0,06
Químicos inorgânicos	0,91	0,71	0,76	0,70	0,94	1,15	1,16	1,21	1,04	1,29	1,14
Farmacêutico	0,15	0,21	0,18	0,22	0,29	0,32	0,39	0,53	0,53	0,49	0,52
Produtos químicos diversos**	1,66	2,07	2,35	2,29	2,82	2,74	3,12	3,31	2,50	2,54	2,40
Borracha	1,05	1,49	1,56	1,59	1,84	1,77	1,97	2,01	1,67	1,72	1,55
Materiais plásticos	1,71	1,90	2,06	2,07	2,15	1,79	2,11	1,98	1,58	2,12	1,81
Minerais não-metálicos	0,90	1,26	1,57	1,51	1,67	1,53	1,81	1,90	1,65	1,76	1,64
Siderúrgico	12,85	13,83	13,25	11,82	12,10	11,42	10,89	10,96	7,91	8,91	7,54
Alumínio	3,68	3,67	3,25	3,27	3,56	3,69	3,51	3,07	2,90	3,31	2,50
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	0,53	0,68	0,75	0,70	0,72	0,66	0,84	0,80	0,57	0,61	0,67
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações e telecomunicações	1,53	1,21	1,22	1,12	1,11	1,15	1,59	1,66	1,71	3,58	3,89
Veículos automotores, reboque e carrocerias	5,53	8,92	8,31	8,00	8,11	6,69	11,73	13,42	8,13	9,85	9,50
Outros equipamentos de transporte	2,36	1,97	1,71	2,02	1,75	1,46	2,54	4,00	4,43	8,04	7,81
Artigos do mobiliário	0,16	0,45	0,78	0,77	0,93	0,82	0,99	0,98	0,93	1,14	1,09
Indústrias diversas	1,07	1,10	0,89	1,27	2,21	1,55	1,93	1,65	1,38	1,49	1,35
Total das 22 indústrias	67,38	74,07	73,40	71,50	80,70	74,41	83,83	85,78	67,98	77,73	76,09

FONTE: MDIC/SECEX – dados brutos. Elaboração própria.

* Exceto álcool etílico. ** Exceto químicos orgânicos.