

UNIVERSIDADE DO VALE DO RIO DOS SINOS – UNISINOS

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

NÍVEL MESTRADO

RÔMULO VIANA CLEZAR

PODER DE MERCADO, ESCALA E A PRODUTIVIDADE DA INDÚSTRIA

BRASILEIRA ENTRE 1994 E 2007

São Leopoldo

2010

RÔMULO VIANA CLEZAR

PODER DE MERCADO, ESCALA E A PRODUTIVIDADE DA INDÚSTRIA
BRASILEIRA ENTRE 1994 E 2007

Dissertação apresentada como requisito parcial
para a obtenção do título de Mestre, pelo
Programa de Pós-Graduação em Economia da
Universidade do Vale do Rio dos Sinos –
UNISINOS.

Orientador: Dr. Divanildo Triches
Co-orientador: Dr. Roberto Camps de Moraes

São Leopoldo

2010

FOLHA DE APROVAÇÃO

RÔMULO VIANA CLEZAR

PODER DE MERCADO, ESCALA E A PRODUTIVIDADE DA INDÚSTRIA

BRASILEIRA ENTRE 1994 E 2007

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos – UNISINOS.

Aprovado em 12 de Março de 2010

BANCA EXAMINADORA

Professor Dr. Igor Alexandre Clemente de Moraes – UNISINOS

Professor Dr. Carlos Eduardo Schönerwald da Silva – UNISINOS

Professor Dr. Eduardo Pontual Ribeiro – UFRJ

Dr. Divanildo Triches (Orientador) – UNISINOS

Dr. Roberto Camps de Moraes (Co-Orientador)

Visto e permitida a impressão

São Leopoldo,

Dr. André Filipe Zago de Azevedo
Coordenador Executivo PPG em Economia

AGRADECIMENTOS

Nessa seção são feitos os devidos agradecimentos às pessoas e instituições que contribuíram de alguma maneira para realização dessa dissertação e, ainda, da monografia de graduação, esta a qual não teve uma seção apropriada em razão da escassez de tempo à época. Em primeiro lugar, agradeço a todo tipo de apoio recebido por parte de meu pai, Evaldo, minha mãe, Ivone, e meu irmão, Rogério. Sem o incentivo dessas três pessoas especiais esses trabalhos não teriam sobrevivido até suas respectivas etapas finais.

Agradeço a Capes pela bolsa de estudos concedida, Programa Capes/Prosup Unisinos, a qual teve uma importância fundamental para viabilização desta dissertação. Destaco ainda o papel de todos os professores da Unisinos com os quais tive contato nestes últimos oito anos. Em especial, ao orientador Dr. Roberto Camps Moraes, pelo incentivo inicial, pelas inúmeras lições e inesgotável paciência em ler os manuscritos desses trabalhos. Também preciso agradecer ao co-orientador da monografia Dr. Marcos Tadeu Caputi Lélis pelo auxílio com a econometria. Imprescindível ainda foi a ajuda do orientador Dr. Divanildo Triches, cujo rigor analítico e metodológico permitiu a elevação da qualidade desta dissertação. Lembro, ainda, do apoio recebido em diversos momentos da professora Dra. Angélica Massuquetti, dos professores Dr. Tiago Wickstrom Alves e Dr. André Filipe Zago de Azevedo.

Sou grato ainda pelos ótimos comentários, críticas e sugestões fornecidas pelos membros das bancas de avaliação: Dr. Igor Alexandre Clemente de Moraes, Dr. Carlos Eduardo Schönerwald da Silva e Dr. Eduardo Pontual Ribeiro. Infelizmente, algumas das sugestões, apesar de pertinentes, não foram incluídas na versão final desta dissertação, uma vez que exigem maiores disponibilidade de tempo e qualidade de dados empíricos. Espero utilizá-las nos trabalhos que naturalmente seguiram a este.

Por fim, agradeço a todos os colegas com os quais tive contato durante estes oito anos na Unisinos. Inesquecíveis serão as discussões sobre os mais variados assuntos com a Kátia Milena Fauth, o Ms. Manoel Franco Jr., a Ms. Taísa Lunelli Rodrigues e o Antônio Dal Pizzol, para citar apenas alguns colegas. Das disciplinas de econometria na UFRGS lembro dos colegas Ms. Riovaldo de Mesquita e Ms. André Oliveira, este último que prestou uma grande ajuda na disciplina de microeconometria. As inúmeras referências bibliográficas fornecidas pelo professor Dr. Honório Kume, do IPEA, tiveram papel destacado na elaboração dessa dissertação.

EPIGRAFE

“Como é o poder de troca que leva à divisão do trabalho, assim a extensão dessa divisão deve sempre ser limitada pela extensão desse poder, ou, em outros termos, pela extensão do mercado”. Adam Smith (1723-1790), 1988, p. 53.

RESUMO

O presente trabalho visa estudar a produtividade da indústria de transformação brasileira e seu comportamento diante de choques estruturais ou conjunturais no período de 1994 a 2007. Para tanto, apresenta-se um modelo capaz de estimar o poder de mercado e a escala de produção com o que se torna possível medir a produtividade total de fatores em concorrência imperfeita. A análise realizada para o conjunto da indústria indica elevado poder de mercado até 1999 e aumento significativo após a mudança de regime cambial. Para o conjunto da indústria são identificados retornos decrescentes de escala entre 1996 e 1998, retornos crescentes de 1999 até 2002 e novamente retornos decrescentes entre 2003 e 2007. Contudo, não foi possível apontar em quais setores as quebras de estrutura são significativas. A produtividade mostrou elevado crescimento em 1999 e taxas negativas após 2003.

PALAVRAS-CHAVE: produtividade, *markup* e escala.

PERÍODO: 2010/1

ABSTRACT

This work focuses on the time path of productivity in the Brazilian manufacturing sector and its behavior in the face of structural shocks during the period 1994 to 2007. It presents a model that is capable of estimating the market power and scale effects in order to measure the total factor productivity under imperfect competition. The analysis for the entire industry indicates a high degree of market power by 1999 and a significant increase in it after the change of the exchange rate regime. Also, for the entire industry, decreasing returns to scale are identified between 1996 and 1998, followed by increasing returns from 1999 to 2002 and, again diminishing returns between 2003 and 2007. However, it was not possible to identify sectors in which the structural shocks were significant. The productivity showed high growth rates in 1999 and negative rates after 2003.

KEY-WORDS: productivity, *markup* and scale.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Economias de escala e mercados contestáveis.....	22
Figura 2 – Efeito da tarifa sem economias de escala.....	28
Figura 3 – Efeitos de uma tarifa com economias de escala.....	29
Figura 4 –Taxa de Câmbio e Reservas Internacionais (em US\$ milhões), 1992 – 2007	43
Figura 5 – Variação anual do Índice de preços por setor no período 1994 a 2007 – IPA-OG	44
Figura 6 – Coeficiente de abertura comercial para anos selecionados entre 1996 e 2007	46
Figura 7 – Coeficiente de penetração das importações por setor no período de 1996 a 2007	47

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – O viés na medida de produtividade devido ao <i>markup</i>	36
--	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Literatura sobre produtividade, <i>markup</i> e economias de escala.....	37
Tabela 2 – Resumo da literatura sobre produtividade e abertura comercial	39
Tabela 3 – Variação anual do Valor da Transformação Industrial, 1996-2007 (em %).....	50
Tabela 4 – Variação anual do Total de remuneração do trabalho, 1996-2007 (em %).....	51
Tabela 5 – Participação da mão-de-obra por setor industrial entre 1996 e 2007	53
Tabela 6 – Variação anual do Estoque de capital utilizado, 1996-2007 (em %).....	56
Tabela 7 – Variação anual da Produtividade do trabalho por setor, 1996-2007 (em %).....	57
Tabela 8 – Variação anual do Resíduo de Solow calculado por setor, 1996-2007 (em %)	59
Tabela 9 – Métodos econométricos e variáveis instrumentais utilizadas na literatura.....	66
Tabela 10 – Testes de especificação para as equações (3.5), (3.6) e (3.7)	67
Tabela 11 – Teste de igualdade de variância das equações (3.8), (3.9) e (3.10).....	68
Tabela 12 – Teste de Autocorrelação dos Resíduos para as equações (3.8), (3.9) e (3.10)	68
Tabela 13 – Resultados da estimação das equações (3.8), (3.9) e (3.10)	69
Tabela 14 – Testes para equação (3.11) com <i>markup</i> e escala para cada setor.....	72
Tabela 15 – <i>Markup</i> por setores da indústria brasileira entre 1996 e 2007.....	73
Tabela 16 – Escala de produção para indústria brasileira entre 1996 e 2007.....	74
Tabela 17 – Variação do Resíduo ajustado pelo <i>markup</i> e escala, 1996-2007 (em %).....	76

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

CMg:	Custo Marginal
COI:	Custo das Operações Industriais
EF:	Efeito Fixo
FGV:	Fundação Getúlio Vargas
FUNCEX:	Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior
IBGE:	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPA-OG:	Índice de Preços no Atacado – Oferta Global
MEP:	Método do Estoque Perpétuo
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
MQ2E	Mínimos Quadrados de Dois Estágios
PIA:	Pesquisa Industrial Anual
PTF:	Produtividade Total de Fatores
RLV:	Receita Líquida de Vendas
RMg:	Receita Marginal
TS:	Total de Salários e outras Remunerações
UCI:	Utilização da Capacidade Instalada
VBPI:	Valor Bruto da Produção Industrial
VI	Variáveis Instrumentais
VTI:	Valor da Transformação Industrial

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	13
1 PRODUTIVIDADE E ESTRUTURA DE CONCORRÊNCIA.....	18
1.1 Economias de Escala e Comércio Internacional	18
1.1.1 Economias de escala, concorrência perfeita e mercados contestáveis	19
1.1.2 Escala e concorrência imperfeita.....	23
1.1.3 Tarifas, quotas de importação e poder de monopólio.....	27
1.2 Medida de Produtividade com Concorrência Imperfeita	30
1.3 Revisão dos Estudos Empíricos	37
2 A ECONOMIA E A INDÚSTRIA BRASILEIRA ENTRE 1994 E 2007	41
2.1 A Indústria e a Macroeconomia Brasileira após o Plano Real	41
2.2 Dados sobre o Desempenho da Indústria Brasileira.....	48
2.2.1 Produção e emprego industrial	49
2.2.2 Participação da mão-de-obra no produto industrial.....	52
2.2.3 Estoque de capital da indústria	53
2.3 Medidas de Produtividade calculadas.....	57
3 ANÁLISE DAS EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS.....	61
3.1 Método e Modelos Econométricos	61
3.2 Produtividade estimada com poder de mercado.....	67
3.2.1 Estimativas de poder de mercado e economias de escala setoriais	71
3.2.2 Resíduo ajustado pelo <i>markup</i> e pela escala da indústria.....	75
CONCLUSÃO	79
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	82
ANEXO ESTATÍSTICO	85

INTRODUÇÃO

A Depressão de 1929 representou para a economia brasileira uma importante quebra estrutural. Conforme Furtado (2001), a partir deste evento o setor industrial ganha forte impulso devido ao estrangulamento externo provocado pela restrição ao influxo de divisas provenientes da indústria cafeeira. As recorrentes crises de superprodução de café, verificadas nos períodos subsequentes à crise de 1929, implicaram uma tendência de queda do preço do café, que além de reduzir a capacidade de importar, provocou uma depreciação cambial, o que elevou o preço dos bens importados e protegeu, assim, as indústrias domésticas da concorrência estrangeira. Estes fatos, aliados a recessão da economia mundial no período e a capacidade ociosa propiciada pelos investimentos realizados no período precedente, promoveram o maior processo de substituição de importações verificado até então, transformando o setor industrial na fonte de dinamismo da economia nacional.

O processo brasileiro de substituição de importações teve um impulso especial nos 30 anos que se seguiram a Segunda Guerra Mundial (1939-1945). Acredita-se que esse foi responsável pela consolidação do setor industrial como o mais importante da economia brasileira. No entanto, segundo Gremaud et al (2004, p. 366, 372) ele foi caracterizado pela industrialização fechada: tanto no sentido de que houve imposição de barreiras comerciais aos concorrentes externos como no de que as indústrias nacionais visavam produzir exclusivamente para atender ao mercado interno. Por conseguinte, de acordo com esses autores, houve o desenvolvimento de alguns setores da indústria nacional sem competitividade em nível internacional.

O processo de liberalização comercial no Brasil tem início justamente no final daquela que se define como a “década perdida”. Franco (1998) endereça como causa para este fato a perda de dinamismo verificado pelo processo de substituição de importações, retratadas, de acordo com o autor, em estruturas de mercado cada vez menos contestáveis; argumenta que os

ganhos de produtividade, quando verificados, estiveram estreitamente relacionados aos incrementos no estoque de capital, sem guardar maior vínculo com a elevação da eficiência. “Doses maiores das políticas comercial e industrial habituais pareciam apenas acentuar a ineficiência estrutural, deteriorar a competitividade e ratificar a estagnação da taxa de crescimento da produtividade” (FRANCO, 1998, p. 127-128).

Realmente, todas as medidas de produtividade na indústria de transformação brasileira mostram que há uma forte inflexão na tendência desta medida a partir do ano de 1992. Acredita-se, assim, que a reforma comercial implementada no Brasil no final da década de 1980 acabou por elevar a produtividade brasileira devido ao advento de uma maior competição externa. Este resultado já era esperado segundo a teoria do comércio internacional, para a qual uma maior concorrência externa tende a gerar um deslocamento dos recursos para aquelas atividades em que o país tem vantagem comparativa, ou seja, para aqueles setores onde o país é mais produtivo.

O acelerado processo de abertura comercial que ocorreu no Brasil no início da década de 1990 visava ainda contribuir para o controle da inflação. Entretanto, a eliminação do processo inflacionário somente foi verificada após uma série de reformas, que culminou com o sucesso do Plano Real, em Julho de 1994. Uma das bases do plano era a chamada âncora cambial, que estabelecia um controle para a flutuação do Real com relação ao Dólar. Essa nova configuração tinha o propósito de controlar os preços domésticos através da importação. Esse mecanismo vigorou até Janeiro de 1999, após uma fuga intensa de capitais estrangeiros.

O grande temor com o fim da âncora cambial era o aumento generalizado de preços e a volta da inflação persistente que havia sido eliminada em 1994. O temor foi concretizado em parte: houve aumento de preços em 1999, mas não uma escalada de preços nos anos seguintes. A partir de 1999 as políticas monetária e fiscal mais restritivas foram combinadas com a desvalorização da moeda brasileira, permitida pela taxa de câmbio flutuante. Após um período de relativa calma no cenário internacional, depois de 2002, foi verificada a reversão do processo de desvalorização do Real e uma redução da taxa de crescimento dos preços.

Como boa parte do desenvolvimento da indústria brasileira esteve condicionada às políticas comerciais de proteção é plausível esperar a existência de concorrência imperfeita, isto é, a presença de firmas domésticas que cobram um *markup* e produção com uma escala ineficiente graças as elevadas tarifas e demais formas de restrições a importação. Nesse trabalho tenta-se, justamente, identificar e medir o impacto que uma maior exposição à concorrência estrangeira gera sobre a produtividade da indústria de transformação brasileira. Para tanto, serão considerados os efeitos que o poder de mercado e as economias de escala.

Com este objetivo central, o presente trabalho tem os três objetivos específicos que seguem:

1. Estudar a literatura sobre os efeitos que a proteção comercial acarreta sobre a estrutura de concorrência doméstica e detalhar o modelo que permite o cálculo do poder de mercado, economias de escala e mudanças nestes parâmetros depois de determinadas quebras estruturais;
2. Analisar o desempenho da economia brasileira entre 1994 e 2007 em busca de indícios sobre alguma mudança no padrão de concorrência nos setores industriais, com a utilização de variáveis como câmbio, indicadores de comércio exterior entre outras;
3. Estimar os parâmetros de *markup* e escala para o cálculo do Resíduo de Solow ajustado para a indústria brasileira. Além disso, verifica-se a presença de elevação da medida de produtividade, redução do poder de mercado e aumento da escala de produção da indústria com uma maior exposição à concorrência estrangeira.

A produtividade é geralmente relacionada com uma medida de eficiência econômica de uma firma, indústria ou país. A principal contribuição que o trabalho pretende gerar é ampliar o estudo da produtividade na indústria de transformação brasileira. Ao separar da tradicional medida de produtividade, conhecida como Resíduo de Solow, os efeitos do poder de mercado e da escala de produção pode-se avaliar mais precisamente quais os setores são relativamente mais eficientes e sensíveis às mudanças de políticas comerciais ou macroeconômicas.

O conhecimento de indicadores de poder de mercado e escala de produção podem ser de grande utilidade para a formulação de políticas comerciais ou industriais. Ao se estabelecer a relação entre o *markup* e a dinâmica de variação dos preços, por exemplo, pode-se reduzir a proteção comercial nesse setor com o propósito de aumentar a disciplina dos preços domésticos. A canalização de esforços para o aumento da produção naqueles setores que possuem ganhos de escala, por sua vez, permitiria o aumento do bem estar nacional se houvesse redução dos preços. De outro modo, a adoção de medidas para a elevação da produção em setores exportadores líquidos com economias de escala seria útil se o objetivo da política comercial é a acumulação de divisas internacionais.

No capítulo 1 é descrito o modelo para o cálculo da produtividade na indústria de transformação brasileira na presença de economias de escala e concorrência imperfeita. Para que tal objetivo seja atingido será feita uma revisão teórica a partir do modelo neoclássico de

crescimento econômico de Robert Solow até os modelos da nova teoria do crescimento econômico e quais as implicações que os pressupostos que estes modelos impõem para o cálculo da produtividade. Também será realizada uma revisão das evidências empíricas encontradas na literatura.

No capítulo seguinte é explorado o desempenho da indústria de transformação brasileira através da análise da política comercial, do câmbio, dos preços e suas relações com o grau de abertura comercial e outras variáveis, mais especificamente no período de 1996 a 2007. São acompanhadas mais detidamente as mudanças de produto, da remuneração do trabalho e do capital utilizado, bem como as medidas de produtividade calculadas com estas informações, diante das diferentes tendências do câmbio à época.

No capítulo 3 é especificado um modelo econométrico que ajuste a evolução da produtividade ao poder de mercado e economias de escala. Além de obter estimativas de *markup* e escala, será testado se o padrão de concorrência e escala de produção se alteram ao longo do tempo por causa da maior ou menor exposição à concorrência de firmas estrangeiras. Será analisada ainda a evolução da produtividade da indústria de transformação brasileira e as distorções que são geradas pela não consideração do *markup* e escala em sua medida.

Os resultados para o conjunto da indústria brasileira indicam elevado poder de mercado até 1999 e aumento significativo e elevado após a mudança de regime cambial. Entre os setores, as estimativas de *markup* foram significativas em dezesseis do total de vinte e três setores, com coeficientes especialmente elevados em Alimentos, de Materiais eletrônicos e de Veículos. As estimativas indicam retornos decrescentes de escala entre 1996 e 1998, retornos crescentes de 1999 até 2002 e novamente retornos decrescentes entre 2003 e 2007 para o conjunto da indústria. Para Têxteis e Celulose e Papel foram verificados retornos decrescentes e apenas para Materiais elétricos a estimativa significativa indica economias crescentes de escala. Contudo, na análise setorial não foi possível estimar as quebras de estrutura encontradas para o conjunto da indústria.

A produtividade mostrou elevado crescimento em 1999 e taxas negativas após 2003. Os elevados *markups* estimados para diversos setores ajustaram a taxa de crescimento da produtividade de 1,9% para 5,1% ao ano, por causa, sobretudo, da grande queda da remuneração do trabalho entre 1999 e 2002. Entre 2003 e 2007, ocorre um fenômeno inverso: o ajuste na medida de produtividade foi de 3,1% para 0,3% ao ano em função do aumento relativamente maior na remuneração da mão-de-obra. A análise setorial mostra que os setores com elevado poder de mercado e grandes mudanças na remuneração do trabalho tiveram um

maior ajuste no Resíduo de Solow, enquanto os retornos decrescentes de escala corrigiram para cima a produtividade daqueles setores com maior crescimento do capital utilizado.

1 PRODUTIVIDADE E ESTRUTURA DE CONCORRÊNCIA

Este capítulo mostra a relação entre abertura comercial e ganhos de produtividade. Inicialmente são estudados os diferentes fundamentos teóricos do poder de mercado e da escala de produção sobre os ganhos de eficiência econômica. Nessa linha, se faz uma revisão dos impactos que a imposição de tarifas e quotas de importações geram sobre o comportamento das firmas domésticas. Em seguida, se descreve um modelo que calcula a produtividade como um resíduo, assim como em Solow (1957), porém com ajuste para o *markup* e as economias de escala. Por fim, é apresentada a literatura sobre a hipótese de que há aumento da taxa de crescimento da produtividade com a redução de proteção comercial à concorrência estrangeira.

1.1 Economias de Escala e Comércio Internacional

Para Smith (1988) o nível de produto *per capita* gerado por uma economia depende da divisão do trabalho, principalmente, na indústria. Um maior grau de divisão do processo de trabalho pode ser considerado como uma inovação organizacional que permite aumentar a produtividade do trabalho via especialização. Essa especialização eleva a produtividade não somente pela maior destreza do trabalhador ou economia do tempo de trocar de um trabalho para outro, como também pela introdução de maquinaria para a execução de tarefas repetitivas.

Ao exemplificar através da fábrica de alfinetes o efeito que uma maior divisão do trabalho exerce sobre o nível de produção, Smith mostra que os custos adicionais decorrentes da elevação da produção tornam-se cada vez menores quando comparados a esta. Além disso, Smith acreditava que a divisão do trabalho não está presente em lugares isolados – como no interior da Escócia –, sendo verificada apenas onde o maior mercado permite e exige maior especialização. Logo, se conclui que um maior grau de divisão do trabalho proporciona

ganhos relacionados à escala de produção e, dessa forma, não se pode dissociar, *a priori*, o primeiro do segundo.

Esta seção está dividida em duas partes: na primeira se analisa as economias de escala no modelo de concorrência perfeita e as consequências que a hipótese de mercados contestáveis causa sobre a sua dinâmica; por fim, se trata da relação entre as economias de escala com concorrência imperfeita e as suas implicações.

1.1.1 Economias de escala, concorrência perfeita e mercados contestáveis

Como economias de escala internas entende-se uma situação em que o custo médio é decrescente com o aumento da produção da própria firma. Desta forma, as firmas que tem elevado custo fixo e custos marginais constantes estão sujeitas a ganhos conforme aumenta a produção. Isso implica que um número pequeno de firmas será suficiente para suprir a demanda total. Nesse caso, a hipótese de que as firmas são tomadoras de preço não é válida. Já as economias externas podem ser notadas apenas no nível da indústria, ou seja, o custo médio da firma será menor quanto maior o produto da indústria como um todo. Para que as economias externas sejam verificadas é necessário que a produção seja concentrada geograficamente, como abordam Bowen *et al* (1998).

Nesta seção é apresentado um modelo com economias de escala e concorrência perfeita¹. Assim, a função de produção é dada por²:

$$x = f(v, \xi) \quad (1.1)$$

A equação (1.1) diz que para a produção da firma, x , é resultado da combinação de determinadas quantidades de insumos, v , e todas as economias externas possíveis, ξ . Em termos estritos, estas economias externas dependem do tamanho da indústria doméstica em questão. Já em termos gerais, a produtividade pode depender do tamanho da indústria de outro país, chamada economia externa internacional, ou mudar conforme o tamanho de outra indústria do mesmo país, economias interindustriais.

Either (1979) nota que as economias de escala são divididas nos níveis nacional e internacional se as economias “externas” surgem de economias de escala na produção de produtos intermediários comercializáveis. Quando os insumos não são comercializáveis, a economia de escala ocorre apenas ao nível nacional. Quando as economias externas

¹ Como visto acima, este último pressuposto implica economias de escala externas às firmas.

² Esta abordagem segue Helpman e Krugman (1985).

dependem da importação de bens intermediários o modelo de concorrência perfeita não permite captar seus efeitos.

A possibilidade das firmas não conseguirem se apropriar completamente do conhecimento, seja ele proveniente dos seus gastos em Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) ou da difusão do mesmo, configura uma externalidade, mas não se pode estabelecer uma relação direta disso com a equação (1.1), já que as firmas inovadoras não estão em mercados competitivos. Na prática, uma das mais importantes fontes de economias de escala (e competição imperfeita) é o processo dinâmico de melhora das tecnologias, pois as curvas de aprendizado provocam concentração da indústria. Dessa forma, a ênfase em geração de conhecimento requer um modelo dinâmico e não puramente estático.

Na ausência de comércio internacional, apenas variáveis domésticas estão presentes em ξ . Por outro lado, se as únicas fontes de economias externas são advindas do comércio internacional, as firmas nacionais operam sob retornos constantes de escala. Neste caso, sob livre comércio são verificados retornos crescentes de escala na indústria. Em resumo, as barreiras comerciais restringem a transmissão de ganhos de produtividade entre as indústrias de diferentes países.

Assim, se estes efeitos externos estão disponíveis para cada firma i independente de suas ações, a firma toma o preço igual ao custo marginal:

$$P_i = c_i(w, \xi) \quad (1.2)$$

dessa maneira, a firma tem o seguinte objetivo:

$$c_i(w, \xi) \equiv \min_{v_i} (w \cdot v_i \mid f_i(v_i, \xi) \geq 1) \quad (1.3)$$

A equação (1.3) mostra que os custos marginais (igualados ao custo médio) dependem dos preços dos fatores, w , e dos efeitos externos, ξ . Ao definir-se a equação (1.4):

$$\frac{\partial c_i(w, \xi)}{\partial w_l} = a_{li}(w, \xi) \quad (1.4)$$

em que $a_{li}(\cdot)$ é o produto marginal do fator l .

$$\sum_{i \in I} a_{li}(w, \xi) q = V_l \quad (1.5)$$

As equações (1.2) e (1.5) implicam que o valor do produto da economia pode ser representado pela restrição da função de lucro:

$$\Pi(p, V, \xi) \equiv \max_{v_i} \left(\sum_{i \in I} p_i f_i(v_i, \xi) \mid \sum_{i \in I} v_i \leq V \right) \quad (1.6)$$

onde p é o vetor de preços das mercadorias e V é o vetor de preço de todos os fatores de produção disponíveis.

O argumento de Graham (1923) consiste em propor que um país perderá se o livre comércio provocar especialização em indústrias com retornos decrescentes de escala em detrimento daquelas que apresentam retornos crescentes. Nesse caso, o crescimento do produto interno nacional declina – ao se considerar preços constantes. Kemp e Negishi (1970) mostram que o comércio internacional resulta em ganhos se há expansão de indústrias que apresentam retornos crescentes e há perdas se a especialização ocorre naquelas em que há retornos decrescentes. Essa discussão deixa claro que as economias de escala, ou mais genericamente os efeitos externos, podem frustrar um país, em termos de ganhos do comércio, somente se a abertura comercial causar uma queda na produtividade agregada da economia que não seja compensada pela redução dos preços das mercadorias.

O livre comércio pode proporcionar ganhos de comércio mesmo entre aqueles países que não possuem diferenças tecnológicas entre si. Mas, os padrões de comércio internacional (preços relativos) dependem das produtividades relativas de cada país, de acordo com a teoria ricardiana, ou das diferentes dotações de recursos de cada país, conforme a teoria de Hecksher-Ohlin. Ambas as teorias baseiam suas conclusões sobre a hipótese de retornos constantes. Porém, quando se considera as influências externas a especialização não ocorre necessariamente³ na produção em que o país possui vantagem comparativa.

Helpman e Krugman (1985, p. 57) mostram que um país pode se especializar na produção de bem do qual não possui vantagem comparativa de custo desde que as economias de escala externas (não verificadas em autarquia) possibilitem redução do custo médio. Para verificar algumas implicações da teoria ricardiana basta reescrever a equação (1.1) da seguinte maneira:

$$f_{ij}(L_i, \xi) \equiv \frac{\bar{c}_i(\xi)L_i}{a_{ij}} \quad (1.1')$$

onde o denominador a_{ij} é constante e representa o inverso da produtividade, ou seja, aquele país que possui o menor valor relativo para este denominador possui vantagem comparativa de custo. No entanto, a vantagem comparativa não determina qual o padrão de comércio quando há economias externas. Isto é, quando a especialização depende das economias

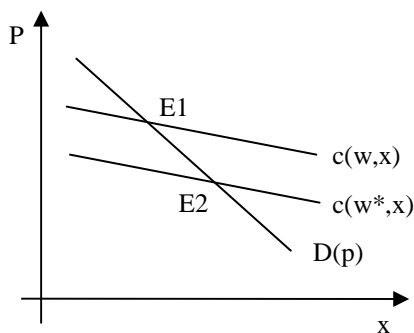
³ Isto configura o que na literatura é referida como inversão do padrão de comércio (*trade pattern reversal*). Consultar Metcalfe & Steedman (1973) e Samuelson (1975). Esta expressão surgiu no contexto da discussão sobre o papel da distribuição de renda na determinação dos padrões de comércio em modelos com capital heterogêneo e insumos, como nas obras referidas nesta nota, mas aplica-se igualmente aos efeitos das externalidades.

externas qualquer padrão de especialização é um equilíbrio. Esse fato ocorre porque a curva de custo médio é horizontal para as firmas que produzem o bem, enquanto que o custo médio tende ao infinito para aquelas que não produzem.

A formulação (1.1') também implica que os ganhos ou as perdas de produtividade advindos das economias externas estão disponíveis de igual modo para todos os países. Desse modo, as economias localizadas em determinados países estão excluídas do modelo como, por exemplo, aquelas proporcionadas pelos conglomerados ou pela infra-estrutura.

De qualquer forma, a consequência imediata das economias de escala é possibilitar que apenas uma ou poucas firmas sobrevivam no mercado. A teoria dos mercados contestáveis sugere que, sob algumas circunstâncias, o monopolista ou oligopolistas devem se comportar como uma empresa competitiva, ou seja, manter o preço igual ao custo médio e evitar assim que potenciais competidores obtenham lucros econômicos positivos.

O conceito de mercados contestáveis tem uma implicação importante sobre os preços de equilíbrio de uma economia em autarquia ou com livre comércio. Na Figura 1, o equilíbrio de livre comércio, E2, representa custo e preço menores que aqueles correspondentes ao equilíbrio de autarquia, E1. Com livre comércio, naturalmente, a produção se concentrará no país estrangeiro. Observa-se que o resultado é inequívoco, diferentemente de quando se mantém a estrutura de concorrência perfeita, como visto anteriormente. Os múltiplos equilíbrios que podem existir quando se supõe economias de escala com concorrência perfeita decorrem da possibilidade do comércio internacional não gerar equalização dos preços. Com mercados contestáveis, as economias de escala provocam concorrência imperfeita e os preços devem, necessariamente, igualar ao menor custo médio internacional.



Fonte: Helpman e Krugman (1985, p. 71).

Figura 1 – Economias de escala e mercados contestáveis

Então, um país poderia estabelecer uma barreira à entrada pelo simples fato de ter começado a produção primeiro, uma vez que as economias de escala externas compensariam o diferencial de salário. Com economias de escala internas, diferentemente, salários relativos

menores podem proporcionar uma vantagem de custo suficiente para que uma firma localizada neste país conteste o monopólio estrangeiro.

Portanto, para a teoria dos mercados contestáveis a abertura comercial está fortemente associada com os ganhos de comércio. Apesar da economia de escala causar uma estrutura de mercado monopolista ou oligopolista, a possibilidade de entrada força a igualdade entre o preço e o custo marginal. Com isso, a equalização dos preços internacionais resulta em ganhos de comércio que são distribuídos para todos os países participantes do livre mercado.

1.1.2 Escala e concorrência imperfeita

Na Nova Teoria do Comércio Internacional, os retornos crescentes são originados pelas economias internas às firmas, que devem estar associadas, necessariamente, a uma estrutura de mercado que permita um preço superior ao custo marginal. Portanto, não se verifica o comportamento da firma tomadora de preços, ou seja, não há competição perfeita (HELPMAN e KRUGMAN, 1985).

Além de assumir que os participantes do mercado se comportam de forma não-cooperativa é necessário definir a variável estratégica para a maximização do lucro de Cournot ou Bertrand. De acordo com o modelo de Cournot cada firma escolhe a produção em função do nível de produto das demais. Por outro lado, no modelo de Bertrand⁴ a firma determina o seu preço dados o preço das outras firmas. Apesar do comportamento observado das firmas situar-se mais próximo do modelo de Bertrand, os resultados obtidos através do modelo de Cournot são frequentemente mais plausíveis.

Se se considera que a curva de demanda da indústria é a soma das demandas individuais, segue-se que:

$$X = mD(p) \tag{1.7}$$

ou seja, o produto da indústria, X , é função do preço, p , mas depende do tamanho do mercado consumidor deste país, mD . Ao reorganizar a equação (1.7) para colocar o preço em evidência tem-se a seguinte definição:

$$p = D^{-1}\left(\frac{X}{m}\right) = \tilde{D}\left(\frac{X}{m}\right) \tag{1.8}$$

O pressuposto básico do modelo de Cournot é que as firmas determinam a produção em função da quantidade ofertada pelas demais firmas. Com isso, a condição de primeira ordem que mostra a igualdade entre a renda e custo marginal é:

$$p + \frac{x}{m} \tilde{D}'[D(p)] = C_x(w, x) \quad (1.9)$$

A hipótese de que todas as firmas têm tamanho semelhante permite reescrever a equação (1.9) como segue:

$$x = \frac{X}{n} = \frac{mD(p)}{n}$$

$$p \left[1 - \frac{1}{n\sigma(p)} \right] = C_x \left(w, \frac{mD(p)}{n} \right) \quad (1.10)$$

onde $\sigma(p)$ é a elasticidade da demanda.

Para Helpman e Krugman (1985), a equação (1.10) é útil para entender a direção do comércio internacional no caso de dois países diferentes. Assim, *ceteris paribus*, se o número de firmas domésticas é maior do que as estrangeiras, $n > n^*$, o país será um exportador líquido deste bem. A relação entre número de firmas, competição e preços é direta na equação (1.10). Entretanto, se o mercado doméstico é maior que o estrangeiro, $m > m^*$, o maior número de firmas não representa, necessariamente, que o país é um exportador; isso também depende dos tamanhos relativos tanto do mercado quanto do número de firmas. Em uma situação extrema, por exemplo, um país que tenha superioridade tanto no tamanho de mercado como no número de firmas pode ser importador líquido, apesar de ter um custo inferior ao outro país.

De outro modo, se os custos de fatores, $w = w^*$, tamanho do mercado, $m = m^*$, número de firmas, $n = n^*$, são iguais entre os dois países tanto o custo marginal quanto o preço serão iguais entre esses países. Em um modelo de competição perfeita, a abertura comercial não representa redução do preço em relação aquele de autarquia. Já no modelo de Cournot, o aumento do número de firmas representa aumento da competição e, por isso, a redução do preço. Esta redução de preços pode ser explicada pela maior elasticidade da demanda com livre comércio, como pode ser visto no denominador da equação (1.11):

$$RMg = p \left[1 - \frac{1}{(n + n^*)\sigma(p)} \right] \quad (1.11)$$

Essa conclusão mostra que a receita marginal é maior que o custo marginal em autarquia, diferentemente do que mostra a equação (1.9). Assim, apenas a redução da

⁴ Adicionalmente se supõe que as firmas são capazes de diferenciar seus produtos a ponto de não encontrarem substitutos no mercado ou nos potenciais entrantes. Cada firma age como se estivesse diante de uma curva de

concorrência através das restrições ao comércio internacional torna viável a produção de firmas nacionais em escalas ineficientes. Um aumento no tamanho do mercado permite a cada empresa aumentar a escala de produção. O processo de abertura comercial à competição estrangeira é, geralmente, acompanhado de uma elevação do número de empresas no mercado⁵, e há uma alteração no padrão de concorrência, baseado, a partir de então, em direção a uma maior disputa via preços.

Helpman e Krugman (1985, p. 89) definem a relação entre o preço e receita marginal como:

$$R = \left(1 - \frac{x}{\bar{X}} \cdot \frac{1}{\sigma} \right)^{-1} \quad (1.12)$$

onde a equação mostra que a relação entre o preço e a receita marginal depende da participação da produção da firma na produção mundial, x/\bar{X} , e do inverso da elasticidade da demanda mundial, σ . Pode-se dividir as indústrias em dois grupos: os setores onde há competição, I_c , e aqueles setores oligopolistas, I_o . Para esses últimos, a relação preço custo marginal pode reescrito a partir de (1.12) como:

$$R_i(p, \bar{n}_i) = \left(1 - \frac{1}{\bar{n}_i \sigma_i(p)} \right)^{-1}, \text{ para toda } i \in I_o \quad (1.13)$$

onde $\sigma_i(p)$ é a elasticidade da demanda na equação (1.13). Para indústrias oligopolistas, a relação entre o preço e o custo marginal é dada pela equação (1.14):

$$\frac{R_i(p, \bar{n}_i)}{\theta_i(w, x_i)} = \frac{p}{c_i(w, x_i)}, \text{ para toda } i \in I_o \quad (1.14)$$

onde $\theta_i(\cdot)$ é o inverso da elasticidade do custo com relação ao produto, ou seja, é a medida do grau de economias de escala. A equação (1.14) mostra que, se a receita marginal é igual ao custo marginal, a relação entre o poder de mercado e as economias de escala é igual a taxa em que os preços são maiores que o custo médio.

Com concorrência imperfeita, o padrão de especialização é semelhante ao do modelo Hecksher-Ohlin, ou seja, o país deve exportar aquele bem no qual a sua intensidade fatorial na produção é consistente com a sua dotação relativa em relação ao resto do mundo e importar o bem intensivo no fator do qual possui dotação relativa menor. Entretanto, quando o preço é superior ao custo médio existe a possibilidade de um país ser importador ou exportador de

demanda com inclinação negativa.

⁵ O modelo examinado nesta seção considera produtos homogêneos. No caso de produtos diferenciados, o maior número de firmas está intrinsecamente relacionado com a maior quantidade e variedade de produtos.

serviços de todos os fatores, mesmo que sua balança comercial seja equilibrada. Isto é, com concorrência imperfeita, um país pode se especializar em uma gama menor de produtos; desta forma, o equilíbrio da balança comercial será garantido pelos lucros do setor oligopolista.

No modelo de concorrência imperfeita, o livre comércio entre os países gera redução das distorções provocadas pelo monopólio, sendo que os ganhos do comércio podem ser superiores àqueles indicados pelo modelo de concorrência perfeita. Uma das causas dos ganhos extras do comércio é o aumento da produção em indústrias com o preço superior ao custo marginal (sendo a receita marginal igual ao custo marginal) após a abertura. A segunda condição suficiente é que a produção se expanda nas firmas onde a tecnologia exhibe retornos crescentes de escala.

Helpman e Krugman (1985, p. 95) restabelecem a visão de que o comércio internacional é a troca de fatores de produção com a definição do fator fictício (ou adicional) “empresário”, o qual seria remunerado pelo lucro do monopólio. Então, como os “empresários” são utilizados em quantidades fixas e, portanto, geram um custo fixo do ponto de vista da firma, estes são as fontes de economias de escala e representam barreiras à entrada. A Nova Teoria do Crescimento Econômico, desenvolvida paralelamente a Nova Teoria do Comércio Internacional, também destaca a importância dos “empresários”.

Os avanços recentes na teoria do crescimento econômico, que incorporam as economias de escala e a concorrência imperfeita, sugerem que o crescimento econômico pode ser mantido indefinidamente através do conhecimento e de suas externalidades. Logo, movimentos em direção ao mercado livre podem gerar ganhos permanentes nas taxas de crescimento junto à aceleração na taxa de progresso tecnológico (GROSSMAN e HELPMAN, 1990).

Os modelos que chegam a esta conclusão dão uma grande importância à acumulação de conhecimento como o motor do crescimento econômico. Grossman e Helpman (1990) incorporam os conhecimentos no modelo ao considerar que a economia é formada por dois setores produtivos: o de ideias e de bens finais. No primeiro setor, os investimentos são feitos em P&D e, por isso, verifica-se nesse setor a presença de economias de escala, que implicam concorrência imperfeita.

Esse efeito de escala decorre, fundamentalmente, da não-rivalidade das ideias: uma economia maior oferece um mercado maior para uma ideia, aumentando o retorno à pesquisa (um efeito demanda). Além disso, uma economia mundial mais populosa tem, simplesmente, mais criadores de ideias em potencial (um efeito de oferta). Assim, a aplicação de uma

proteção para o setor que compete via investimentos em P&D resulta em uma elevação nos custos devido à menor disponibilidade de recursos (JONES, 2000, p. 92).

1.1.3 Tarifas, quotas de importação e poder de monopólio

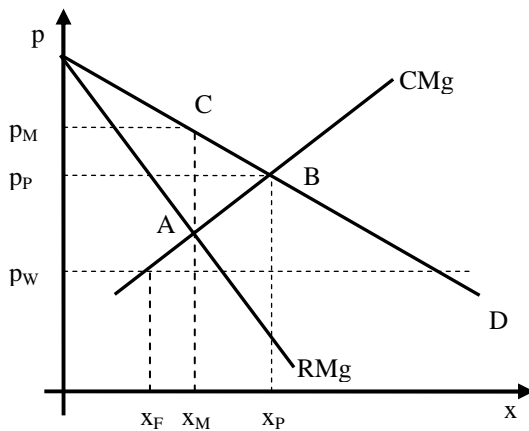
Sob livre comércio, a firma doméstica deve, necessariamente, comportar-se como uma tomadora de preços, tendo que disputar mercado com as competidoras estrangeiras. Diante da concorrência externa, a firma doméstica não poderá explorar o seu poder de monopólio, o que lhe possibilitaria produzir uma quantidade inferior à de livre mercado e obter um *markup* em relação ao preço de mercado. Helpman e Krugman (1989, p. 29) definem que, dessa forma, a firma doméstica será uma monopolista sem poder de mercado.

Inicialmente, pressupõe-se que existe somente uma firma doméstica e que esta se defronte com uma curva de demanda negativamente inclinada, ou seja, para que uma unidade a mais possa ser vendida se faz necessário que o preço de toda a produção seja reduzido; ou, de outro modo, quanto maior a sensibilidade da quantidade demandada diz-se que mais elástica esta é em relação ao preço e mais inclinada se dispõe a curva. Por outro lado, quanto menos elástica for a demanda, maior será o *markup* entre preço e custo marginal no nível de maximização dos lucros.

Sabe-se que quando há imposição de tarifa, o produto estrangeiro fica disponível no mercado interno pelo preço internacional mais a tarifa. De acordo com Helpman e Krugman (1989, p. 28-30) os efeitos de uma tarifa sobre o preço das firmas domésticas dependem de sua magnitude. Para analisar os efeitos de uma tarifa, entretanto, é necessário que se defina o preço proibitivo de importações, p_P , como aquele em que as curvas de custo marginal da firma doméstica e de demanda do mercado doméstico se interceptam. Se a produção for maior que o determinado por este ponto, os preços se tornam inferiores aos custos adicionais, o que torna a produção inviável economicamente. O preço proibitivo é indicado pelo ponto B na Figura 2.

Ao desconsiderar inicialmente a presença de economias de escala, uma política tarifária gera um pequeno impacto sobre o mercado se o preço internacional, p_W , somado a tarifa for inferior ao preço proibitivo, p_P . Como mostrado pelo ponto A na Figura 2, com a elevação no preço das firmas estrangeiras a firma doméstica poderia elevar seu preço em um montante igual à tarifa e, devido à redução da participação no mercado das estrangeiras, elevar o nível da produção. No entanto, a entrada potencial das firmas estrangeiras manteria

aquelas domésticas na condição de tomadoras de preço, ou seja, com custo marginal, CMg , igual a receita marginal, RMg .



Fonte: Helpman e Krugman (1989, p. 28)

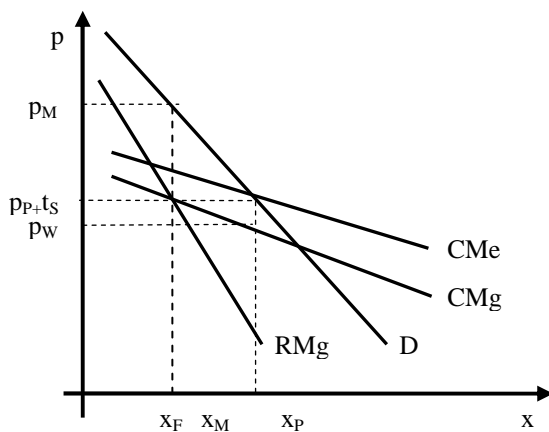
Figura 2 – Efeito da tarifa sem economias de escala

Caso o preço internacional mais a tarifa seja justamente igual ao preço proibitivo, ponto B na Figura 2, a quantidade produzida pela firma doméstica atinge seu ponto máximo, pois a elevação da produção não é economicamente viável devido ao custo marginal ser superior ao preço da demanda, $CMg > D$. Aqui, nenhuma unidade é importada, mas a firma doméstica ainda sofre a concorrência potencial das estrangeiras

Diz-se que há um impacto médio caso o preço internacional mais a tarifa esteja entre o nível proibitivo de importações, p_P , e o preço de monopólio, p_M , o que dará, à firma doméstica, a possibilidade de uma nova elevação no preço; isto ocorre na Figura 2 quando $p_W + t$ está entre os pontos B e C . No entanto, a firma doméstica não terá poder de monopólio, pois o preço máximo que ela pode cobrar ainda é limitado pelo preço internacional mais a tarifa. A inclinação negativa da curva de demanda implica que elevações no nível de preços acima do preço proibitivo provocam a redução da demanda e, por conseguinte, da produção doméstica.

Se o preço internacional somado à tarifa for superior ao preço de monopólio, a firma doméstica finalmente terá poder de monopólio devido ao fim da concorrência externa; alcança-se, assim, a produção e o preço maximizadores de lucros; isto é, quando $p_W + t$ é superior ao ponto C . Logo, como resultado final, se não há economias de escala, a adoção de uma tarifa que somada ao preço internacional resulta em poder de monopólio para as firmas domésticas, reduz a demanda interna e eleva o preço interno, comparativamente à situação de livre mercado.

Quando as economias de escala são verificadas na produção doméstica, isto é, a curva de custo marginal é negativamente inclinada. A firma doméstica, sob livre comércio, não produz eficientemente em baixa escala devido a sua desvantagem de custos em relação às competidoras estrangeiras já estabelecidas. Assim, sem barreiras tarifárias, quando o preço doméstico é igual ao preço internacional, a produção das empresas domésticas é dada pela intersecção das curvas de custo e receita marginais. Essa possibilidade é representada na Figura 3.



Fonte: Helpman e Krugman (1989, p. 35)

Figura 3 – Efeitos de uma tarifa com economias de escala

Entretanto, Helpman e Krugman (1989) acreditam que a introdução de uma tarifa permite que a firma doméstica, dado o maior preço doméstico, reduza seus custos médios ao produzir em maior escala. Isto é, se a tarifa somada ao preço internacional for de tal magnitude que equivalha aos custos médios da firma doméstica ($p_w + t = CMe$), a demanda doméstica poderá ser totalmente suprida internamente. Caso ela seja maior que este ponto ($p_w + t > CMe$), a firma doméstica pode reduzir a produção e elevar o preço até que obtenha o poder de monopólio.

As quotas de importação, ao contrário das tarifas, geram uma proteção absoluta à firma doméstica, pois não importa quão alto seja o preço doméstico, as importações não podem exceder o nível da quota. Ao limitar a quantidade que pode ser importada através de uma quota, o governo cria, de fato, uma reserva de mercado para a firma doméstica. Assim, o advento da quota estabelece uma nova curva de demanda e de receita marginal para a firma doméstica, inferior à de livre comércio. Dito isso, para que os efeitos de uma quota de importação possam ser analisados, deve-se considerar a magnitude da restrição que a tarifa impõe à oferta estrangeira, pois quanto maior ela for tanto maior será seu impacto sobre a estrutura de mercado doméstica.

Se a quota de importação é pequena a ponto de não restringir totalmente o nível de importações, a firma doméstica produz a quantidade correspondente ao ponto em que a curva de custo marginal intercepta a nova curva de receita marginal. Isso resulta em uma elevação tanto da produção quanto do preço doméstico, porém, dada a nova curva de demanda, reduz a quantidade demandada.

Se a quota impede a importação, a firma doméstica obtém poder de monopólio no mercado interno, podendo elevar o preço acima dos custos marginais e, dada a curva de demanda, reduzir a produção. Helpman e Krugman (1989), ao compararem uma tarifa e uma quota proibitivas de importações, concluem que sob uma quota verifica-se produção doméstica menor e um nível de preços mais elevado quando comparada a uma tarifa equivalente. Dessa forma, a indústria monopolista doméstica protegida por uma tarifa pode se comportar como tomadora de preços, mas não quando protegida por uma quota. Assim, a proteção cria poder de mercado onde, em outro caso, não teria razão de existir, e quotas tarifárias criam mais poder de mercado que tarifas.

1.2 Medida de Produtividade com Concorrência Imperfeita

A presente seção busca apresentar os desenvolvimentos realizados com o propósito de considerar a hipótese de concorrência imperfeita e economias não constantes de escala para o cálculo da produtividade sugerido originalmente por Solow (1957). Hall (1988) acredita que, durante o ciclo econômico, o movimento do produto superior ao custo marginal seria uma evidência do poder de mercado das firmas. Adicionalmente, para Domowitz *et al* (1988) a estrutura de concorrência não permanece constante ao longo do ciclo econômico. Assim, seguem-se os passos de Harrison (1994), que testou a mudança da estrutura de concorrência, no modelo de Hall (1988), para a indústria da Costa do Marfim à época do processo de abertura comercial⁶.

Uma forma de representação da função de produção da firma i na indústria j no tempo t é dada pela equação (1.13)⁷:

$$Y_{ijt} = A_{jt} f_{it} G(L_{ijt}, K_{ijt}) \quad (1.15)$$

⁶ Apesar de seguir os cálculos desenvolvidos por Hall (1988) e Harrison (1994), a interpretação de determinados termos diferem daquelas encontradas na literatura. Feenstra (2004) também mostra essa abordagem.

⁷ A equação (1.15) não apresenta, explicitamente, os insumos materiais no cálculo da produtividade. Como será visto mais adiante, é usual na literatura omitir os insumos materiais da função de produção, não somente para simplificar os cálculos, mas também lidar com a escassez destes. Com efeito, a não inclusão dos insumos materiais pode gerar um viés, que pode ser reduzido através da adoção do valor adicionado em substituição ao produto final.

Na equação (1.15), o produto da firma i na indústria j no tempo t , Y_{ijt} , é dado pela utilização dos insumos trabalho, L_{ijt} , e capital, K_{ijt} ; A_{jt} é um índice de progresso tecnológico Hicks-neutro⁸, específico do setor industrial; f_{it} é um parâmetro que indica as diferenças de tecnologia entre as firmas.

Com o propósito de mostrar o efeito da mudança em cada variável, se diferencia totalmente a equação (1.15) e se divide o resultado pelo produto da i -ésima firma, Y_{ijt} :

$$\frac{dY_{ijt}}{Y_{ijt}} = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} + \left(\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial L_{ijt}} \right) \left(\frac{dL_{ijt}}{Y_{ijt}} \right) + \left(\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial K_{ijt}} \right) \left(\frac{dK_{ijt}}{Y_{ijt}} \right) \quad (1.16)$$

A equação acima diz que, sob retornos constantes de escala, a variação do produto é explicada pelas variações nos insumos utilizados e na taxa de produtividade. Esta afirmação parte do pressuposto de que as firmas comportam-se de acordo com o modelo de Cournot, que pressupõe que a firma busca a maximização do lucro. Para resolver este problema, a i -ésima firma do setor j deverá perseguir a máxima diferença entre o preço e o custo médio incorrido no mercado de fatores. Note-se que se pressupõe que esta firma iguala o preço do seu produto ao vigente no setor j , e este que este, por sua vez, é função da soma do produto de todas as firmas participantes deste setor. Em resumo:

$$Y_{jt} = \sum_{i=1}^n Y_{ijt} \quad (1.17)$$

e

$$C_i(Y_{ijt}) = w_{jt} L_{ijt} + r_{jt} K_{ijt} \quad (1.18)$$

onde o produto, Y_{ijt} , é dado pela quantidade de mão de obra utilizada, L_{ijt} , mais a quantidade de capital utilizado, K_{ijt} , multiplicados pelos seus respectivos preços, a saber, salários, w_{jt} , e juros, r_{jt} . Dessa forma, as firmas do setor j no tempo t irão maximizar a diferença entre o preço de mercado do produto, $P(Y_{jt})$, e o custo da firma i , C_i , com insumos para a produção, Y_{ijt} . Pode-se escrever matematicamente o problema de maximização de lucro da i -ésima firma como segue:

$$\underset{Y_{ijt}}{\text{Maximizar}} \prod_i (Y_{1jt}, Y_{2jt}, \dots, Y_{njt}) = P(Y_{jt}) Y_{ijt} - C_i(Y_{ijt}) \quad (1.19)$$

Derivando-se em relação ao produto, Y_{jt} , as condições de primeira ordem do problema de maximização dos lucros de cada firma, equação (1.19), se pode escrever a derivada parcial de cada fator da seguinte maneira:

⁸ A equação (1.15) estabelece a hipótese de que o progresso tecnológico é neutro no sentido de Hicks, o que implica que variações no nível de produtividade incidem igualmente sobre os insumos capital e trabalho, sem

$$\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial L_{ijt}} = \frac{w_{jt}}{P(Y_{jt})} \frac{1}{\left[1 + \frac{\partial P(Y_{jt})}{\partial Y_{ijt}} \frac{Y_{ijt}}{P(Y_{jt})}\right]} = \frac{w_{jt}}{P(Y_{jt})} \frac{1}{\left[1 + \frac{S_{ijt}}{e_{jt}}\right]} \quad (1.20)$$

e

$$\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial K_{ijt}} = \frac{r_{jt}}{P(Y_{jt})} \frac{1}{\left[1 + \frac{\partial P(Y_{jt})}{\partial Y_{ijt}} \frac{Y_{ijt}}{P(Y_{jt})}\right]} = \frac{r_{jt}}{P(Y_{jt})} \frac{1}{\left[1 + \frac{S_{ijt}}{e_{jt}}\right]} \quad (1.21)$$

onde:

$S_{ijt} = \frac{Y_{ijt}}{Y_{jt}}$ é a participação da i -ésima firma no produto do setor j ; e

$e_{jt} = \left(\left(\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial P(Y_{jt})} \right) \left(\frac{P(Y_{jt})}{Y_{jt}} \right) \right)$ é a elasticidade preço da demanda do setor j .

Logo, S_{ijt} é uma medida da concentração industrial. Se S_{ijt} é igual a um, tem-se o caso de monopólio; se S_{ijt} tende a zero, cada firma tem uma parcela infinitesimal do mercado e o equilíbrio de Cournot aproxima-se do equilíbrio competitivo. Desta maneira,

$$\frac{1}{\left[1 + \frac{S_{ijt}}{e_{jt}}\right]} = \frac{P_{ijt}}{CM_{ijt}} = \mu_{ijt} \quad (1.22)$$

Então, se a i -ésima firma se comporta de maneira não perfeitamente competitiva, o fator de *markup*, μ_{ijt} , indica em quanto o seu produto marginal excede o custo marginal. Destarte, quanto maior a participação da empresa no mercado e quanto menor a elasticidade da demanda, maior tende a ser o hiato entre o preço e o custo marginal e, de modo equivalente, maior o *markup*. Se se substitui (1.22) em (1.20) e (1.21) obtém-se,

$$\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial L_{ijt}} = \frac{w_{jt}}{P(Y_{jt})} \mu_{ijt} \quad (1.23)$$

e

$$\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial K_{ijt}} = \frac{r_{jt}}{P(Y_{jt})} \mu_{ijt} \quad (1.24)$$

Por conseguinte, pode-se dizer que os coeficientes $\partial Y_{ijt} / \partial L_{ijt}$ e $\partial Y_{ijt} / \partial K_{ijt}$ na equação (1.16) indicam que as empresas que detém poder de mercado não igualam o produto marginal ao preço do fator de produção. Logo, se se substitui (1.23) e (1.24) na equação (1.16), tem-se,

alterar suas posições relativas dentro da função de produção. Logo, a razão das participações relativas dos fatores capital e trabalho, rK/wL , tende a permanecer constante (JONES, 1979, p. 177).

$$\frac{dY_{ijt}}{Y_{ijt}} = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} + \mu_{ijt} \left[\frac{w_{jt} L_{ijt}}{P(Y_{jt})Y_{ijt}} \frac{dL_{ijt}}{L_{ijt}} + \frac{r_{jt} K_{ijt}}{P(Y_{jt})Y_{ijt}} \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}} \right] \quad (1.25)$$

Em que:

$$\frac{w_{jt} L_{ijt}}{P(Y_{jt})Y_{ijt}} = \alpha_L \quad (1.26)$$

$$\frac{r_{jt} K_{ijt}}{P(Y_{jt})Y_{ijt}} = \alpha_K \quad (1.27)$$

ou seja, denotando-se as participações dos fatores trabalho e capital no valor do produto total como α_L e α_K , respectivamente, tem-se,

$$\frac{dY_{ijt}}{Y_{ijt}} = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} + \mu_{ijt} \left[\alpha_L \frac{dL_{ijt}}{L_{ijt}} + \alpha_K \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}} \right] \quad (1.28)$$

Hall (1988, p. 926), diz que a equação (1.28) não pode ser diretamente utilizada em estudos empíricos porque a parcela do capital, α_K , não é uma variável observada⁹. Para eliminar o coeficiente α_K , considere-se que $\mu(\alpha_L + \alpha_K)$ na equação (1.28) representa o fator de escala da tecnologia. De acordo com a função de produção do tipo Cobb-Douglas $Y = AfL^a K^b$, com $a + b = \beta$, onde β é o parâmetro de escala; pode-se, portanto, estabelecer as seguintes relações:

$$a = \frac{dY}{dL} \frac{L}{Y} \text{ e } b = \frac{dY}{dK} \frac{K}{Y}$$

ao se considerar as condições de primeira ordem do problema da firma, equação (1.19):

$$\frac{dY}{dL} \frac{L}{Y} + \frac{dY}{dK} \frac{K}{Y} = \mu\alpha_L + \mu\alpha_K = \beta \Rightarrow \mu(\alpha_L + \alpha_K) = \beta \Rightarrow \alpha_L + \alpha_K = \frac{\beta}{\mu} \quad (1.29)$$

No caso de retornos constantes de escala, ou seja, quando β é igual a um, a soma das participações dos fatores deverá igualar a $1/\mu$; mas se há economias decrescentes ou crescentes de escala o coeficiente β será, respectivamente, menor ou maior que um. De qualquer forma, tem-se que:

$$\alpha_K = \frac{\beta}{\mu} - \alpha_L \quad (1.30)$$

⁹ É, justamente, sobre esta afirmação que surge uma divergência na literatura. Levinsohn (1993, p. 11-13) utiliza equação (1.28). Nota-se, contudo, que a aplicação desta especificação implica assumir economias constantes de escala, o que, segundo o autor, é uma hipótese razoável para seu caso específico.

A equação (1.30) é fundamental, pois mostra os efeitos que a concorrência imperfeita e as economias de escala geram sobre a medida de produtividade. De qualquer modo, sob concorrência perfeita e retornos constantes de escala, a participação do capital é igual à diferença entre a participação do trabalho e a unidade.

Assim, substituindo-se α_K na equação (1.28) pelo seu correspondente, equação (1.30), obtém-se:

$$\begin{aligned}\frac{dY_{ijt}}{Y_{ijt}} &= \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} + \mu_{ijt} \left[\alpha_L \frac{dL_{ijt}}{L_{ijt}} + \left(\frac{\beta_{ijt}}{\mu_{ijt}} - \alpha_L \right) \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}} \right] \\ \frac{dY_{ijt}}{Y_{ijt}} &= \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} + \mu_{ijt} \alpha_L \frac{dL_{ijt}}{L_{ijt}} + (\beta_{ijt} - \mu_{ijt} \alpha_L) \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}} \\ \frac{dY_{ijt}}{Y_{ijt}} &= \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} + \mu_{ijt} \alpha_L \left[\frac{dL_{ijt}}{L_{ijt}} - \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}} \right] + \beta_{ijt} \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}}\end{aligned}$$

ou

$$dy_{ijt} = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} + \mu_{ijt} \alpha_L dl_{ijt} + \beta_{ijt} dk_{ijt} \quad (1.31)$$

onde dy_{ijt} representa a taxa de crescimento do produto, $\ln(Y) - \ln(Y_{t-1})$; α_L é a parcela do trabalho no produto; dl_{ijt} significa a taxa de crescimento da relação L/K , $\ln(L/K) - \ln(L_{t-1}/K_{t-1})$; o *markup*, μ , é o coeficiente associado a $\alpha_L dl_{ijt}$; dk_{ijt} pode ser traduzido como a taxa de crescimento do estoque de capital da empresa i no setor j , $\ln(K) - \ln(K_{t-1})$; por fim, tem-se que β é o coeficiente de economias de escala associado a dk .

Dessa forma, a produtividade total dos fatores pode ser encontrada através da seguinte diferença expressa pela equação (1.32):

$$dy_{ijt} - \mu_{ijt} \alpha_L dl_{ijt} - \beta_{ijt} dk_{ijt} = \phi = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} \quad (1.32)$$

Essa equação estabelece uma relação negativa entre a produtividade e as variáveis *markup*, μ_{ijt} ; relação trabalho-capital ponderada pela participação do trabalho no produto, $\alpha_L dl_{ijt}$; economias de escala, β_{ijt} ; e variação do capital utilizado, dk_{ijt} . Assim, *ceteris paribus*, quanto maior o poder de mercado e/ou escala de produção da firma – ou qualquer outra variável acima –, menor tende a ser a produtividade total de fatores.

Harrison (1994, p. 56) chama ϕ de produtividade observada; que é a soma da verdadeira medida de produtividade do setor, dA/A , e o efeito específico da firma, df/f , que, a

partir de agora, considera-se igual a zero, uma vez que se pretende mostrar os resultados em nível de setores.

Assim, no caso de concorrência perfeita, $\beta = \mu = 1$, a diferença encontrada a partir da equação (1.33) é conhecida na literatura econômica como Resíduo de Solow, que, se todos os pressupostos forem válidos, mede a produtividade sem viés.

$$dy_{jt} - \alpha_L dl_{jt} - dk_{jt} = \phi = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} \quad (1.33)$$

No entanto, se se considera que há concorrência perfeita, quando, na verdade, a taxa de *markup* e/ou o estimador de economias de escala divergem de um, o modelo pode gerar um viés na verdadeira medida de produtividade, (dA_{jt}/A_{jt}) . Subtraindo-se $\alpha_L dl_{ijt}$ e dk_{ijt} em ambos os lados da equação (1.31), tem-se:

$$dy_{jt} - \alpha_L dl_{jt} - dk_{jt} = \phi = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + [\mu - 1]_{jt} \alpha_L dl_{ijt} + [\beta - 1]_{jt} dk_{ijt} \quad (1.34)$$

Dessa forma, ao considerar-se $\mu_{ijt} \neq 1$, mas $\beta = 1$, tem-se mais um termo, $([\mu - 1]_{ijt} \alpha_L dl_{ijt})$, do lado direito da equação (1.34) que gera um viés na estimativa de produtividade tradicional.

$$dy_{jt} - dl_{jt} - dk_{jt} = \phi = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + [\mu_{jt} - 1] dl_{jt} \quad (1.35)$$

Na equação (1.35), o viés na verdadeira medida de produtividade (dA_{jt}/A_{jt}) ocorreria devido a diferença entre o fator *markup*, μ_{jt} , e um. Assim, quando μ_{jt} for maior do que um, e quanto maior essa diferença, maior será a magnitude do viés. A direção deste viés será dada pela variação da relação $\alpha_L dl_{jt}$: se ela variar positivamente tem-se uma super-estimação da medida de produtividade; por outro lado, se esta variação for negativa, a produtividade observada será subestimada.

Além disso, a não consideração do fator de *markup* pode levar a uma má estimativa no cálculo da produtividade caso haja uma mudança naquela variável ao longo do tempo, o que impede a comparação direta entre os níveis de produtividade referentes aos períodos anteriores e subsequentes a um processo de abertura comercial, por exemplo. O Quadro 1 mostra dois casos, A e B, em que a reforma comercial proporciona uma maior competição na economia.

	Caso A: $\alpha_L dl > 0$	Caso B: $\alpha_L dl < 0$
Pré-Reforma $\mu > 1$	$\phi_1 > dA/A_1$	$\phi_1 < dA/A_1$
Pós-Reforma $\mu = 1$	$\phi_2 = dA/A_2$	$\phi_2 = dA/A_2$
Diferença	$\phi_2 - \phi_1 < dA/A_2 - dA/A_1$	$\phi_2 - \phi_1 > dA/A_2 - dA/A_1$
Viés	Ganhos de Produtividade Sub-estimados	Ganhos de Produtividade Super-estimados

Elaborado pelo autor com base em Harrison (1994, p. 57).

Quadro 1 – O viés na medida de produtividade devido ao *markup*

Assim, no caso A, em que a relação $\alpha_L dl$ é positiva, a produtividade observada no período anterior à reforma é maior que a verdadeira medida e, após a reforma esta diferença desaparece. Por isso, a comparação entre a produtividade observada nos dois períodos não é exata: quando o *markup* se reduz, devido a uma maior elasticidade da demanda, os ganhos de produtividade são sub-estimados. No caso B, ao contrário, a relação $\alpha_L dl$ negativa gera uma super-estimativa dos ganhos de produtividade quando há uma mudança no *markup*.

De outro modo, ao manter-se concorrência perfeita, $\mu = 1$, mas retornos não constantes, $\beta \neq 1$, na equação (1.36), tem-se:

$$dy_{jt} - \alpha_L dl_{jt} - dk_{jt} = \phi = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + [\beta - 1]_{jt} dk_{jt} \quad (1.36)$$

Aqui, a produtividade observada é o resultado da soma de (dA/A) mais os ganhos de produtividade devidos ao aproveitamento das economias de escala. A direção e o tamanho do viés na medida dependem, neste caso, dos comportamentos tanto do coeficiente que mede as economias de escala como do estoque de capital. Dessa forma, caso sejam verificados retornos decrescentes de escala, a produtividade observada, ϕ , será igual à verdadeira medida de produtividade, dA/A , menos a perda de eficiência quando a firma expande a produção.

Para Harrison (1994, p. 58), o diferente retorno de escala após uma mudança de política comercial deve ser considerado como uma real elevação na medida de produtividade. Por isso, o teste para verificar o comportamento das economias de escala após a abertura comercial é desnecessário, segundo a autora. Contudo, diante da hipótese de que a abertura comercial provoca uma mudança da estrutura de concorrência e, por conseguinte, uma busca por maior eficiência, o presente trabalho verifica também se houve uma elevação na escala de produção ao longo do período analisado.

1.3 Revisão dos Estudos Empíricos

Nesta seção será discutida a literatura que trata da relação entre produtividade, *markup* e abertura comercial. Em primeiro lugar são apresentados os trabalhos que seguem Hall (1988) sobre a influência do ciclo econômico na medida de produtividade. Em seguida são mostrados trabalhos que representam um desdobramento do objetivo de pesquisa, ou seja, mostrar o impacto da abertura comercial sobre o poder de mercado das firmas domésticas e também sobre a taxa de crescimento da produtividade.

A seção 1.2 mostra que o Resíduo de Solow seria uma medida dos choques de tecnologia. Contudo, Hall (1988, p. 935-940) mostra que, se as firmas podem aumentar a produção em uma taxa maior que o crescimento da utilização de insumos, a medida de produtividade é relacionada com o ciclo econômico. Dessa forma, a concorrência perfeita não é suficiente para explicar as mudanças de produtividade nos setores da indústria norte-americana, tanto que foram estimados *markups* significativos e elevados. As principais estimativas, que estão na Tabela 1, mostram elevado poder de mercado de 3,7 para Papel e 2,6 para Têxteis. O trabalho de Domowitz *et al* (1988) encontra *markup* significativo de 3,5 para Transportes, 2,6 para Química, e 3,0 para Alimentos, ao contrário de Hall (1988), que não pode rejeitar a hipótese de concorrência perfeita nestes setores. No entanto, esses trabalhos não encontraram evidências de economias de escala na indústria dos Estados Unidos.

Tabela 1 – Literatura sobre produtividade, *markup* e economias de escala

Setor da Indústria	Transporte	Papel	Química	Têxteis	Alimentos
Hall (1988)					
<i>Markup</i>	0,251 (0,196)	0,269 (0,060)	0,050 (0,067)	0,388 (0,160)	0,189 (0,144)
Domowitz <i>et al</i> (1988)					
<i>Markup</i>	0,289 (0,014)	0,360 (0,009)	0,379 (0,019)	0,298 (0,026)	0,332 (0,025)
Klette (1999)					
<i>Markup</i>	1,029 (0,012)	1,087 (0,027)	0,972 (0,050)	1,047 (0,019)	-
Escala	0,981 (0,013)	1,009 (0,025)	0,885 (0,055)	0,978 (0,022)	-
Kee (2002)					
<i>Markup</i>	1,500 (0,290)	1,260 (0,600)	3,750 (0,540)	1,500 (0,180)	1,700 (0,730)
Escala	0,630 (0,190)	0,590 (0,340)	1,310 (0,310)	0,640 (0,190)	0,620 (0,530)

Entre parênteses está o desvio-padrão estimado. Para Hall (1988) e Domowitz *et al* (1988) o *markup* é igual ao inverso do coeficiente estimado.

Nota: Informações adicionais sobre estes trabalhos podem ser encontradas na Quadro A. 1, no Anexo Estatístico.

Klette (1999) estima o poder de mercado e a escala para quatorze setores da indústria da Noruega, como mostrado na Tabela 1. O *markup* geralmente é próximo de um, mas significativo de 1,03 para transporte, 1,09 para papel e 1,05 para têxteis, por exemplo. Entretanto, é encontrada evidência de maior variação do *markup* em um mesmo setor que entre os setores. A escala de 0,98 para transporte e 0,885 para Química indicam retornos

decrecentes, mas em sete setores a hipótese de retornos constantes não pode ser rejeitada. Os resultados ainda sugerem que firmas com elevado poder de mercado são menos produtivas.

Young (1995) estuda o crescimento acelerado de quatro países¹⁰ do leste asiático entre 1960 e 1991. O autor encontra um padrão semelhante: o crescimento econômico esteve baseado em altas taxas de investimento em estoque de capital, aumento da força de trabalho (através do êxodo rural e emprego da mão-de-obra feminina) e aumento da escolaridade dos trabalhadores. O caso de Singapura é particularmente agudo: o autor encontrou uma taxa de produtividade negativa de -1% ao ano entre 1970 e 1990; ou seja, pouco do “milagre econômico” pode ser explicado por ganhos de produtividade com a hipótese de concorrência perfeita. Kee (2002), diferentemente, estima o poder de mercado de 1,5 para Transportes e Têxteis e 3,75 para Química, por exemplo. São estimados retornos decrescentes de 0,63 para Transportes e 0,64 para Têxteis. Os resultados não permitem rejeitar a hipótese de concorrência perfeita nos setores de Papel e Alimentos. O autor calcula uma medida de produtividade ajustada positiva, o que, contudo, não fornece subsídios para afirmar que houve um milagre econômico em Singapura.

Os primeiros trabalhos apresentados acima foram escritos na década de 1980. Justamente neste período, uma série de países removeu antigas proteções ao mercado doméstico. Alguns autores buscaram adaptar o método de Hall (1988) para verificar o impacto do aumento da concorrência estrangeira sobre a estrutura das indústrias em países que passaram pela abertura comercial. Os resultados de Levinsohn (1993), na Tabela 2, apontam que a hipótese da disciplina de mercado dada pelas importações foi confirmada em três dos dez setores estudados, entre os quais se destaca a queda acentuada no setor de cerâmica de 5,4 para um após a abertura comercial e em Maquinário elétrico de 1,5 para um. No entanto, verificou-se aumento do *markup* nos setores de Transporte e de Papel, de um antes da abertura para 1,35 e 2,17, respectivamente, depois das reduções de tarifas.

Harrison (1994) encontra evidências de aumento da produtividade de cerca de 2,2% ao ano após a abertura comercial na Costa do Marfim em 1984, porém não foi constatada queda significativa do *markup* de 1,08 para todos os setores. Entre os setores, a abertura representou incremento de produtividade apenas para papel e química, de 9,2 e 4,7 pontos percentuais, respectivamente. Quanto ao *markup*, os resultados indicam que em quatro dos nove setores estudados eram maiores que um, entre os quais 1,16 para Transportes e 1,07 para Química,

¹⁰ Estas economias são: Coreia do Sul, Taiwan, Singapura e Hong Kong. Nota-se que este último não é um país independente. As estimativas desse autor não estão na Tabela 1 pois são mostradas apenas as estimativas para o agregado da economia no trabalho.

como pode ser visto na Tabela 2. Não obstante, a autora conclui que as firmas em setores mais protegidos possuem maiores *markups* do preço sobre o custo marginal, como, por exemplo, produtoras de alimentos primários, não reportados na Tabela 2. Entretanto, somente os setores de Têxteis e Alimentos apresentaram queda significativa neste coeficiente, os quais não tinham poder de mercado significativo antes da abertura. Os coeficientes de economias de escala (também não mostrados na Tabela 2) indicam que durante todo o período as firmas produziam com retornos decrescentes de escala, mas a quebra de estrutura nesse coeficiente não é testada.

Tabela 2 – Resumo da literatura sobre produtividade e abertura comercial

Setor da Indústria	Agregado	Transporte	Papel	Química	Têxteis	Alimentos
Levinsohn (1993)						
<i>Markup</i>		0,717 (0,147)	0,625 (0,268)	1,320 (0,087)	5,390 (0,829) ^(a)	1,500 (0,189) ^(b)
<i>Markup</i> após abertura		1,350 (0,069)	2,170 (0,143)	1,250 (0,078)	1,060 (0,673) ^(a)	1,140 (0,126) ^(b)
Harrison (1994)						
Produtividade após abertura comercial	0,022 (0,010)	-0,016 (0,027)	0,092 (0,031)	0,047 (0,022)	-0,040 (0,033)	-0,041 (0,039)
<i>Markup</i>	1,078 (0,016)	1,158 (0,049)	1,137 (0,048)	1,069 (0,036)	1,079 (0,049)	1,031 (0,084)
<i>Markup</i> após abertura	0,020 (0,028)	-0,035 (0,069)	0,173 (0,089)	0,042 (0,069)	-0,253 (0,082)	-0,389 (0,138)
Hidalgo (2002)						
Produtividade antes da abertura	0,900 (0,957)	-	1,790 (1,162)	-1,100 (1,833)	-0,560 (0,622)	1,050 (0,644)
Produtividade após abertura	2,790 (1,229)	-	-1,190 (1,983)	2,930 (2,483)	0,600 (1,500)	0,230 (0,256)
<i>Markup</i>	1,790 (0,365)	-	1,560 (0,360)	0,960 (0,505)	0,400 (0,308)	1,550 (0,214)
Ferreira e Guillén (2004)						
Produtividade	-	0,024 (0,023)	0,042 (0,023)	0,066 (0,023)	0,067 (0,022)	0,057 (0,019)
Após abertura	0,057	0,057 (0,010)	0,057 (0,010)	+0,057 (0,010)	+0,057 (0,010)	+0,057 (0,010)
<i>Markup</i>	-	1,783 (0,563)	1,022 (0,450)	4,552 (1,757)	3,385 (0,685)	2,615 (0,583)
<i>Markup</i> após abertura	-	-0,248 (0,706)	-0,235 (0,594)	0,036 (1,908)	2,783 (1,730)	1,701 (1,281)

^(a) Cerâmica;

^(b) Maquinário Elétrico.

Nota: Informações adicionais sobre estes trabalhos podem ser encontradas no Quadro A. 1, no Anexo Estatístico.

Para o Brasil, Hidalgo (2002) encontra aumento da produtividade após a abertura de 1990 de 2,8 pontos percentuais para o conjunto da indústria. O autor encontra ainda coeficiente de poder de mercado de 1,8 em todo período, mas também não pode rejeitar a hipótese de retornos constantes. As estimativas de Ferreira e Guillén (2004) indicam que o crescimento da produtividade era significativo em treze dos dezesseis setores estudados, sendo que há um impacto positivo de 5,7 pontos percentuais em todos os setores a partir de

1990. Em sete setores o *markup* era significativamente maior que um, destacam-se os elevados indicadores de poder de mercado de 4,55 para química, 3,4 para têxteis e 2,6 para alimentos. No entanto não foram encontradas evidências de redução do poder de mercado em nenhum dos setores.

Ferreira e Guillén (2004) justificam o elevado *markup* da indústria química não pelo alto poder de monopólio ou baixa elasticidade da demanda, mas sim como um indício de baixa qualidade dos dados. Levinsohn (1993) encontra um valor de 5,4 para este coeficiente para cerâmica, o que ocorre, segundo o autor, devido ao baixo custo marginal do setor. Esta justificativa talvez possa ser estendida para a indústria química brasileira, uma vez que os elevados custos fixos para aquisição de ativos específicos representam elevadas barreiras à entrada.

Neste capítulo foram estudadas as diferentes teorias da relação entre economias de escala e poder de mercado. Com concorrência perfeita as economias de escala devem ser necessariamente tratadas como externas às firmas. Apesar do reduzido número de empresas provocado pelas economias externas, a livre entrada proporciona nível doméstico de preços igual aos estrangeiros. De outra forma, os avanços teóricos recentes permitiram que economias de escala e concorrência imperfeita sejam tratadas no mesmo modelo. Assim, as firmas poderiam cobrar um *markup* para aqueles produtos com custos marginais relativamente baixos. A imposição de tarifas e quotas de importações causaria distorções no mercado doméstico, a ponto de permitir a oferta nacional de produtos para os quais o país não possui vantagem comparativa, que resultam em poder de mercado elevado e escalas ineficientes.

Alguns trabalhos empíricos que testaram o impacto da abertura comercial sobre a estrutura industrial em diversos países foram apresentados nesse capítulo. Tais estudos mostram que a imposição de barreiras provoca o aumento de poder de mercado em alguns setores e ganhos de produtividade quando ocorre redução das tarifas e quotas de importação. Porém, um número pequeno de artigos consegue mostrar com sucesso a presença de retornos decrescentes, sendo em que nenhum deles é testada a hipótese de aumento da escala de produção após o processo de abertura.

2 A ECONOMIA E A INDÚSTRIA BRASILEIRA ENTRE 1994 E 2007

No capítulo 2 se analisa, inicialmente, o desempenho da economia brasileira através de variáveis importantes para a indústria, tais como câmbio, preços e fluxos comerciais. Em seguida, estuda-se o comportamento das variáveis da indústria brasileira que serão utilizadas no cálculo do *markup*, escala de produção e produtividade no próximo capítulo. A seção final estuda duas diferentes medidas de produtividade calculadas: a produtividade do trabalho e o Resíduo de Solow. Essa última medida de produtividade será ajustada, posteriormente, pelos indicadores de poder de mercado e escala de produção.

2.1 A Indústria e a Macroeconomia Brasileira após o Plano Real

Antes de 1949 a proteção para as indústrias brasileiras através da política cambial, das barreiras tarifárias e não-tarifárias tinha como objetivo primordial contrabalançar os déficits na balança comercial. Foi somente a partir dessa data que se iniciou uma política comercial explicitamente protecionista no Brasil. Reconhece-se na Instrução 70 da SUMOC de 1953 um forte estímulo à industrialização, à medida que estabeleceu um regime de câmbio diferenciado para a importação de bens supérfluos e essenciais (BONELLI, 1996).

O regime de câmbio diferenciado para importações sinalizava diretamente os objetivos do governo com relação à política comercial. Uma taxa de câmbio mais desvalorizada para bens supérfluos, geralmente aqueles bens de consumo com substitutos nacionais, eleva o preço no mercado interno dos produtos estrangeiros, ou seja, tornam as importações menos competitivas em relação aos produtos domésticos. Os exportadores desses bens também seriam beneficiados pelo diferencial de preços causado pelo regime de câmbio. Por outro lado, aqueles produtos considerados essenciais, tais como máquinas e insumos escassos no país, poderiam ser importados a um preço relativamente mais barato.

Em 1957, o burocrático regime de câmbio diferenciado para proteção à indústria nacional foi substituído pelas tarifas específicas pelas do tipo *ad valorem*, com o propósito de mitigar a perda de eficiência gerada pelo processo inflacionário. Naquele mesmo ano foi ativada a Lei do Similar Nacional, que visava favorecer a importação de bens intermediários e de capital sem similar nacional e proteger o mercado para os produtores domésticos. Após uma breve pausa entre 1964 e 1967, no início do Regime Militar (1964-1984) durante o Plano de Ação Econômica do Governo (PAEG), a proteção comercial volta a ser aprofundada após o primeiro choque do petróleo, em 1973, com a elevação das tarifas e a criação de uma série de barreiras não-tarifárias, dentre as quais o Anexo C, que era uma lista com cerca de 1.300 produtos que tinham a importação proibida em razão da produção de similar nacional (PINHEIRO e ALMEIDA, 1994).

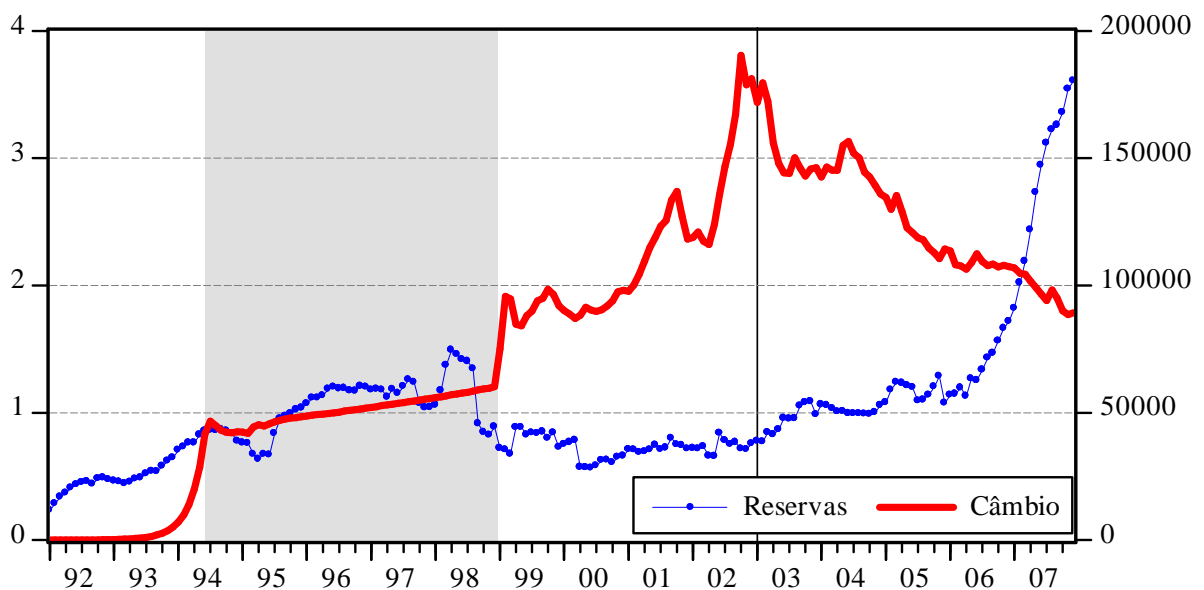
Nos anos que se seguiram não houve nenhuma mudança drástica na política comercial brasileira. É somente em 1988 que o governo Sarney apresenta um plano de abertura comercial gradual e com término previsto para 1994. Porém, com a eleição do governo Collor, em 1989, a liberalização comercial é acelerada enormemente e grande parte das barreiras não tarifárias foram extintas até 1992, dentre as quais o Anexo C. O resultado foi uma queda da tarifa nominal média, ponderada pelo VTI, de 54,9% em 1987 para 10,2% em 1994 (KUME, 1996 e KUME e CORSEUIL, 2003).

O tratamento de choque realizado durante o governo Collor tinha como objetivo primordial contribuir para o aumento da disciplina dos preços domésticos, além de promover um aumento da qualidade dos produtos consumidos no país. A propósito, o combate a inflação que se estendia no Brasil desde 1979, pelo menos, consistia em planos ortodoxos e heterodoxos. Entre os ortodoxos a receita habitual era composta por políticas monetária e fiscal restritivas. Já os programas heterodoxos buscavam atacar a inércia inflacionária causada pelos mecanismos de indexação dos preços através de congelamentos de preços (CARDOSO, 2007).

Com o governo que sucedeu ao processo de *impeachment* de Collor em 1992, a volta do influxo de capitais externos, provocada pela renegociação naquele mesmo ano da moratória de 1987 e pela a redução das taxas de juros nos EUA, proporcionou o acúmulo de reservas internacionais. Essa nova configuração permitiu a utilização da âncora cambial da Unidade Real de Valor (URV), uma espécie de moeda paralela e provisória, em vez de congelamento de preços para o combate da memória inflacionária. No início do Plano Real também foram utilizados instrumentos ortodoxos para o controle da atividade econômica. A

política monetária restritiva contribuiu para a apreciação da taxa de câmbio aquém da paridade limite de US\$ 1/R\$ 1, o que auxiliou a estabilização dos preços.

A Figura 4 mostra o desempenho da taxa de câmbio e das reservas internacionais do Brasil no período de 1992 até 2007. O regime de câmbio controlado tem início no país em meados de 1994, com o Plano Real, e vigora até Janeiro de 1999, como mostrado pela área sombreada. Durante este período a âncora cambial sofreu o desafio de três crises em países emergentes: (i) crise mexicana no final de 1994; (ii) crise asiática de 1997; e (iii) crise russa de 1998. Estes três eventos são marcados pela perda de reservas internacionais no período de câmbio controlado.



Nota: Taxa de câmbio comercial venda média mensal (R\$/US\$) e Reservas internacionais – Conceito liquidez.

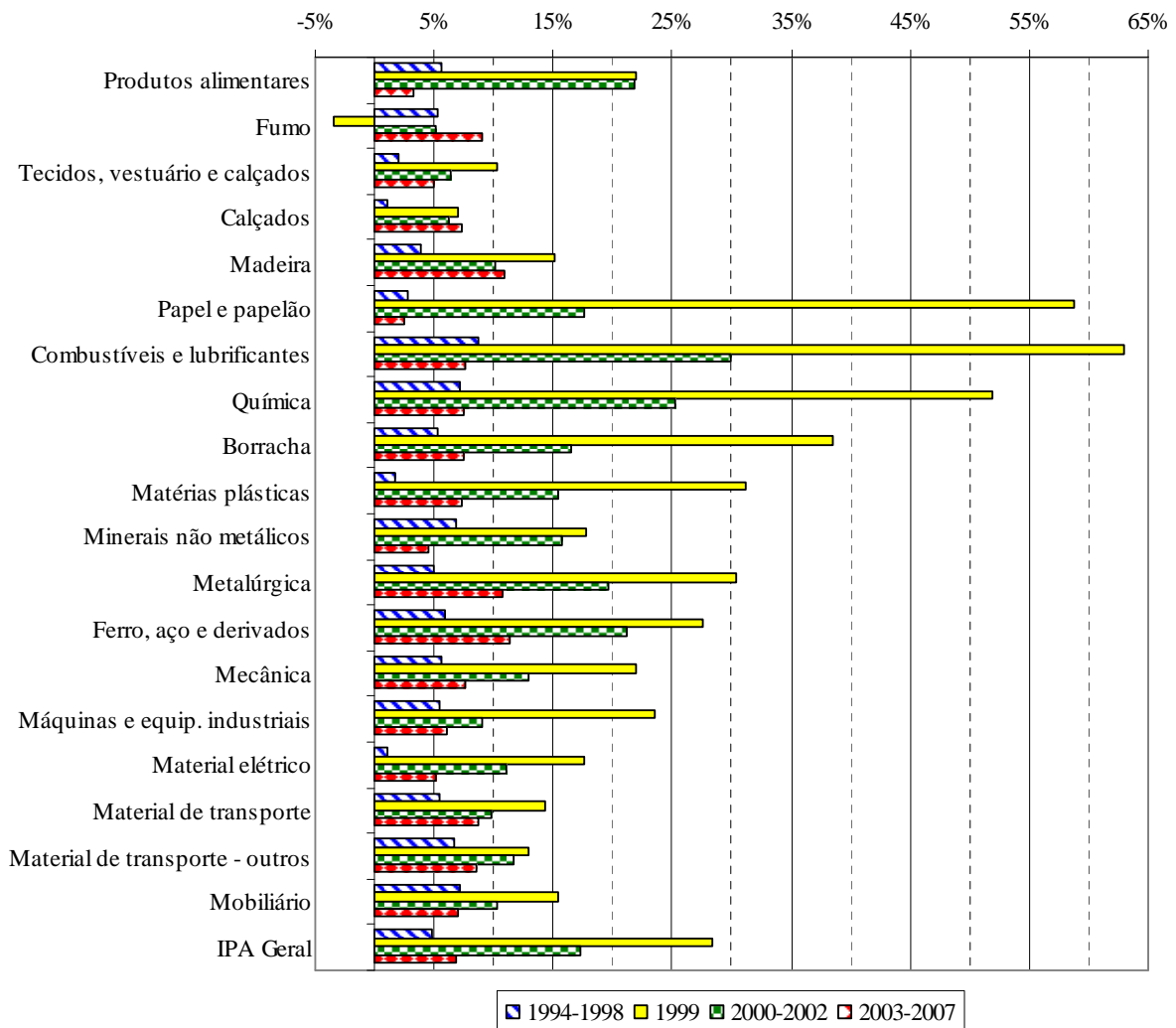
Fonte: Banco Central do Brasil

Figura 4 –Taxa de Câmbio e Reservas Internacionais (em US\$ milhões), 1992 – 2007

Em 15 de Janeiro de 1999, o regime de câmbio flutuante foi adotado no Brasil após a sucessiva redução das reservas, a despeito da ajuda financeira do FMI e de outras instituições obtida no final do ano anterior. O período subsequente é marcado pela desvalorização aguda da moeda brasileira, até o câmbio atingir o pico no final de 2002, durante o período eleitoral. Com a permanência das políticas fiscais e monetárias após a mudança de governo, a soma dos sucessivos superávits comerciais e com a entrada de capital externo, por causa do aumento da liquidez internacional, o Real sofreu uma valorização entre 2003 e 2007. A valorização da moeda nacional neste último período só não foi maior devido ao expressivo acúmulo de reservas internacionais a partir de 2006.

O maior temor com a perda da âncora cambial era a volta do aumento desenfreado no nível de preços. A Figura 5 mostra que esta preocupação tinha fundamento. Em praticamente

todos os setores da indústria brasileira a maior variação de preços ocorreu justamente no ano de 1999, com exceção do setor Fumo que teve uma redução no nível de preços. Os crescimentos mais acentuados ocorreram nos setores de Papel e papelão, Combustíveis e Química, para os quais o índice de preços tinha um aumento inferior a 10% ao ano entre 1994 e 1998 passou para uma inflação superior a 50% somente no ano de 1999.



Fonte: Fundação Getulio Vargas

Figura 5 – Variação anual do Índice de preços por setor no período 1994 a 2007 – IPA-OG

A variação anual dos preços se reduz gradativamente nos anos seguintes à mudança de regime cambial sem, contudo, atingir a taxa verificada no período de câmbio controlado em grande parte dos setores. Entre 1999 e 2002 a inflação permaneceu superior a 20% nos setores de Alimentos, Combustíveis, Química e Ferro, aço e derivados. Após 2002 uma nova configuração é estabelecida com grande parte dos setores com uma taxa anual de aumento dos preços inferior a 10%, com exceção de Madeira, Metalúrgica e Ferro, aço e derivados.

A série IPA Geral é o indicador do comportamento dos preços da indústria e reflete bem as mudanças ocorridas entre 1994 e 2007. Com câmbio controlado, até 1998, o índice de preços teve um crescimento anual de 5%, porém com câmbio flutuante a inflação saltou para mais de 25% em 1999. Entre 1999 e 2002 esta taxa teve um aumento superior a 15%, mas após 2002 a variação dos preços voltou ao patamar menor de 10% ao ano, verificado durante o período anterior quando havia um controle sobre a taxa de câmbio. Em parte, como visto acima, esta redução da inflação pode ser devida à valorização da taxa de câmbio ocorrida no período posterior ao ano de 2002.

Duas formas de analisar o comportamento do comércio internacional são através dos coeficientes de abertura comercial e de penetração das importações¹¹. O coeficiente de abertura compara a soma das exportações e importações em relação o produto de cada setor. Da mesma forma, o coeficiente de abertura equivale à soma dos coeficientes de exportação e importação, conforme a equação (2.1):

$$a_j = \frac{X_j + M_j}{RLV_j} \quad (2.1)$$

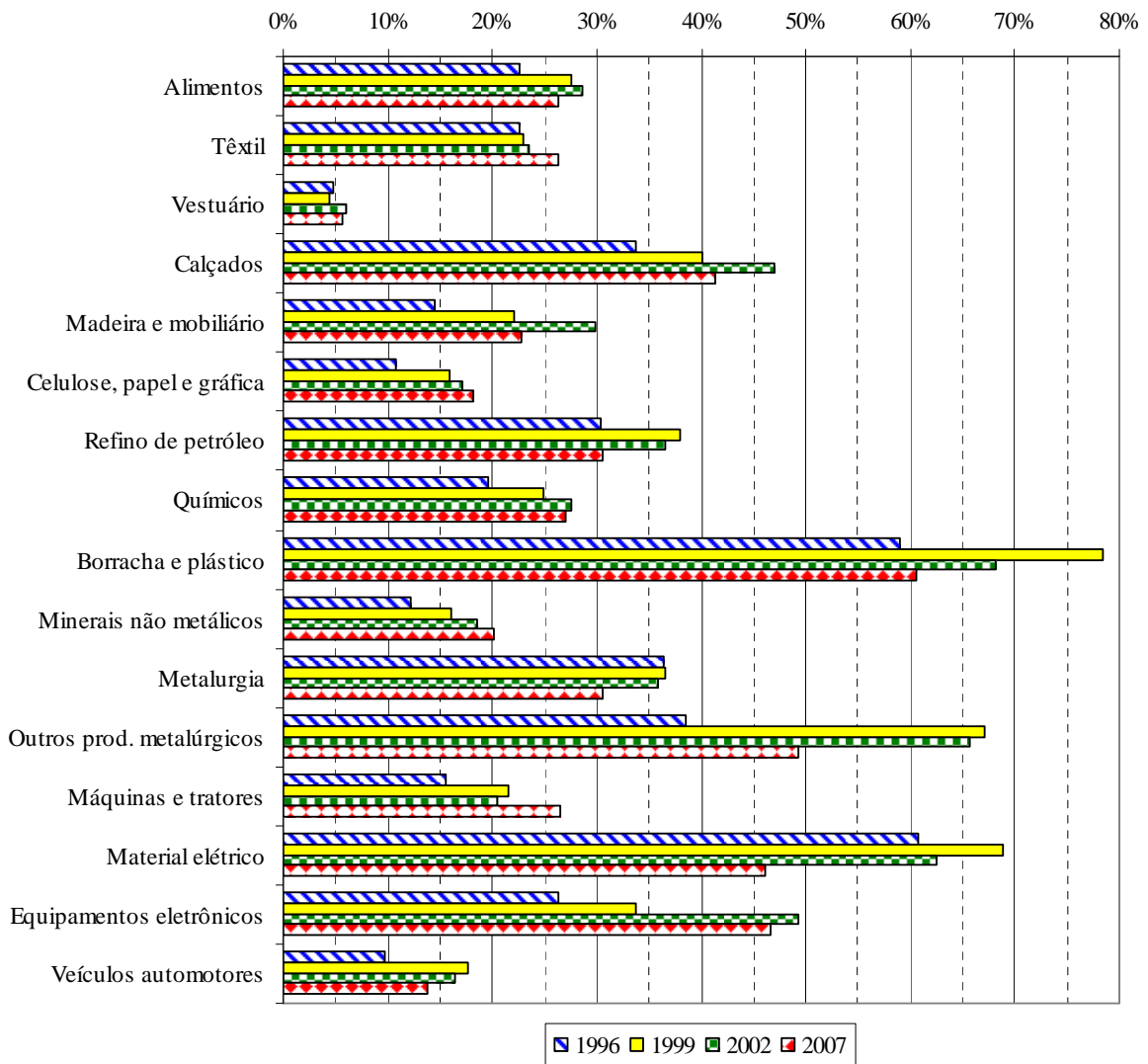
onde X_j é a exportação do setor j , M_j é a importação do setor j e RLV_j é a receita líquida de vendas do setor j .

Os maiores coeficientes de abertura, mostrados na Figura 6, são verificados nos setores de Borracha e plástico, Outros produtos metalúrgicos e Material elétrico com valores superiores a 60% no ano de 1999. Nesses setores há um comportamento comum: o grau de abertura aumentou entre 1996 e 1999 e passa então a cair progressivamente após esta data. O setor de Calçados também tem um elevado grau de abertura comercial, e com tendência de crescimento entre 1996 e 2002. Contudo, em 2007, esse indicador para o setor aponta redução da abertura. O setor de madeira e mobiliário também apresenta desempenho semelhante. Como os setores de Calçados e Madeira e mobiliário são exportadores líquidos, conforme a Figura A. 1, a valorização do Real no período posterior a 1992 provavelmente justifica a redução do coeficiente de abertura comercial.

O setor de veículos esteve entre aqueles com menor grau de exposição ao comércio internacional durante todo o período do estudo, o valor mais elevado ocorreu em 1999, mas não superou o limite de 20% e retrocedeu nos anos seguintes. O setor de Vestuário, porém, foi aquele que se manteve mais fechado, com um coeficiente de abertura sempre próximo de 5%.

¹¹ A partir desse ponto a análise compreende apenas o período de 1996 até 2007. O motivo para essa restrição da amostra é a necessidade de utilização dos dados da Pesquisa Industrial Anual do IBGE (PIA). As principais

A inflação superior a 50% no ano de 1999 em papel, combustíveis e química refletiu no crescimento em torno de cinco pontos percentuais do grau de abertura para os setores de Celulose e papel, Refino de petróleo e Químicos neste ano.



Fonte: FUNCEX e Pesquisa Industrial Anual/IBGE

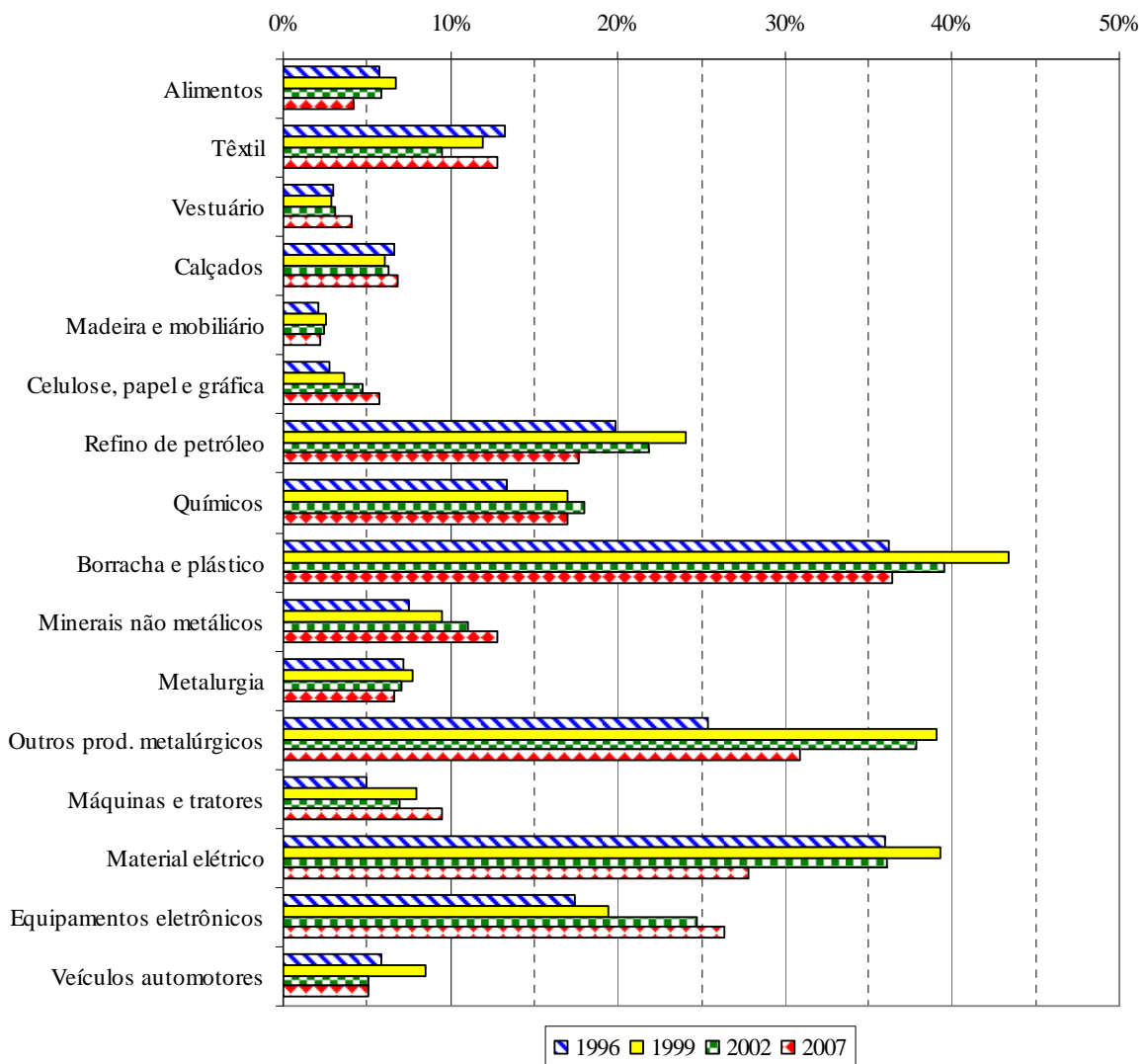
Figura 6 – Coeficiente de abertura comercial para anos selecionados entre 1996 e 2007

O coeficiente de penetração das importações, por sua vez, mede a parcela das importações na demanda doméstica do setor. A demanda doméstica é a soma do produto doméstico mais as importações e menos as exportações (KUME e CORSEUIL, 2003):

$$m_j = \frac{M_j}{RVL_j + M_j - X_j} \quad (2.2)$$

diferenças entre a PIA atual (1996-2007) e aquela do período anterior (1986-1995) estão a classificação dos setores, o que significa também dados mais desagregados, e a consideração de novas variáveis pesquisadas.

O coeficiente de penetração das importações é geralmente menor que o grau de abertura. Na verdade, a equação (2.2) difere do coeficiente de importação por considerar no denominador os valores das importações e das exportações. Assim, se determinado setor for exportador líquido ($M_j < X_j$) o coeficiente de importações é menor que o de penetração das importações, isso significa que as exportações têm grande relevância sobre o grau de abertura. Por outro lado, se o setor é importador líquido ($M_j > X_j$) as importações explicam em grande parte o grau de abertura. Como exemplo de exportador líquido pode-se citar o setor de Alimentos e como importador líquido Têxtil. Nota-se que a diferença entre o coeficiente de penetração das importações (Figura 7) e o grau de abertura (Figura 6) para Têxtil é relativamente menor que para o setor de Alimentos.



Fonte: FUNCEX e Pesquisa Industrial Anual/IBGE

Figura 7 – Coeficiente de penetração das importações por setor no período de 1996 a 2007

Os dados da Figura 7 mostram que os setores com maiores coeficientes de penetração das importações entre 1996 e 2007 eram Borracha e plástico, Outros produtos metalúrgicos e Material elétrico com mais de 35% em 1999, o ano de pico mostrado. Não por acaso esses setores eram importadores líquidos, o que explica o fato dos mesmos possuírem também os maiores graus de abertura. Destacam-se ainda a baixa penetração das importações, nunca maior que 10%, nos setores de Vestuário, Madeira e mobiliário, Veículos automotores e Celulose, papel e gráfica, sendo que neste último este coeficiente aumentava progressivamente a cada período.

Estes dois últimos coeficientes mostram como os fluxos comerciais de cada setor reagem de maneira diversa de acordo com a tendência cambial. Para os setores mais expostos à concorrência estrangeira, o grau de abertura tem um movimento similar ao da variação nos preços, ou seja, uma desvalorização do câmbio provoca um aumento de preços e de importações. Porém, setores exportadores como Calçados e Madeira e mobiliário, a variação do grau de abertura é provocada, basicamente, por mudanças nas exportações, o que permite esperar um comportamento diferente destes setores com relação às mudanças no câmbio.

Na verdade, a proteção comercial é influenciada diretamente pela tarifa comercial e demais tipos de barreiras não tarifárias. A tarifa nominal foi reduzida enormemente entre 1990 e 1994, conforme visto acima, mas houve uma leve reversão entre os anos de 1995 e 1998 devido à tentativa do governo de reverter, ou pelo menos tentar reduzir, os crescentes déficits comerciais, causados pela acentuada valorização cambial, que tenderiam a ficar insustentáveis diante da crise mexicana no final de 1994 (KUME e CORSEUIL, 2003, p. 10). A tarifa de proteção efetiva¹², que considera as tarifas de importação sobre os insumos de produção, mostra um comportamento semelhante ao da tarifa nominal, pois ambas permaneceram estáveis entre 1997 e 2000 e as tarifas nominais tiveram leve redução até 2004.

2.2 Dados sobre o Desempenho da Indústria Brasileira

Para estimar a relação proposta pela equação (1.33) são utilizados dados do valor da transformação industrial, nível de emprego, participação da mão-de-obra no produto e estoque de capital utilizado. Nessa seção discute-se o comportamento dessas variáveis para vinte e três

¹² As tarifas nominal e efetiva, desagregadas para os setores da indústria brasileira, podem ser encontradas em Kume e Corseuil (2003, p. 19-33) para o período entre 1987 até 1998. Essas medidas de proteção comercial para o agregado da indústria entre 1990 e 2004, com dados do GTAP, estão em Kume *et al* (2008, p. 112-115). Castilho *et al* (2009), por sua vez, calculam a proteção efetiva nos anos de 2000 e 2005 para verificar o impacto da mini-reforma tributária ocorrida entre 2002 e 2004 no Brasil. Os resultados destas autoras indicam que a reforma aumentou consideravelmente a proteção efetiva na média da indústria.

setores da indústria de transformação brasileira no período compreendido entre 1996 a 2007 através de taxas anuais com o propósito de analisar três fases diferentes¹³: (i) antes de 1999; (ii) de 1999 até 2002; e (iii) de 2003 até 2007. Os valores nominais de todas as séries foram ajustados para valores de 2007 através do indicador IPA-OG dos setores e transformadas em número-índice com base igual a 100 no ano de 1998¹⁴.

2.2.1 Produção e emprego industrial

O cálculo da produtividade quando os insumos materiais não estão disponíveis exige o uso do valor adicionado em vez da produção, como foi visto na seção 1.1.4. A solução mais comum para contornar a escassez de estimativas para o valor adicionado é assumir que este valor pode ser aproximado pela produção física. No entanto, o aumento da terceirização e da substituição de insumos nacionais por importados, por exemplo, podem reduzir a eficácia da produção como *proxy* do verdadeiro valor adicionado.

Neste trabalho, utiliza-se a variável Valor da transformação industrial (VTI) como *proxy* do valor adicionado proveniente da Pesquisa Industrial Anual (PIA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O VTI é igual a diferença entre o Valor bruto da produção industrial (VBPI) e do Custo das operações industriais (COI). O VBPI é a soma da Receita líquida de vendas (RLV) e da variação dos estoques. Já o COI considera os gastos com compra de matérias primas, energia elétrica, peças entre outros.

Os dados da Tabela 3 indicam que há um crescimento de 2,7% ao ano na média do VTI dos vinte e três setores industriais entre 1996 e 2007. O período de maior crescimento anual de 5,8% ocorre entre 2002 e 2007, diante de um crescimento anual de 2% entre 1996 e 1998 e de uma queda de 0,8% entre 1998 e 2002. Entre 1996 e 1998 apenas Fumo, Couro e calçados, Refino de petróleo e Material eletrônico tiveram uma queda, de aproximadamente 5%, no VTI. Após a mudança de regime cambial todos estes setores apresentaram um crescimento no VTI, destacam-se Fumo com 11,5% e Couro e calçados com uma taxa anual de 14% entre 1998 e 2002. Esses quatro setores sofreram uma redução nesta medida com a reversão da valorização cambial após 2002, com exceção de Refino de petróleo com aumento de 8,6% no período. Entre os setores beneficiados depois da flexibilização do câmbio se pode

¹³ Como foi observado na nota de rodapé nº 11, a PIA sofreu uma mudança de metodologia em 1996 e, por isso, essa análise fica restrita ao período posterior, apesar deste capítulo abranger o desempenho de algumas variáveis da economia brasileira ocorridos anteriormente.

adicionar o setor de Madeira, cujo crescimento do VTI passou de 1,6% antes de 1999 para 13% após e um crescimento de apenas 0,1% no período posterior a 2002.

Após 1999, oito dos vinte e três setores que tinham crescimento positivo entre 1996 e 1998 experimentaram uma queda do VTI. Destacam-se os setores Edição e impressão com redução anual de 17,8%, Química com -13,2% e Borracha e plástico com -11,4%. Após 2002, alguns setores mostraram recuperação como em Alimentos que passou de uma queda de 5,3% para um crescimento de 7,8% ao ano depois de 2002, Produtos de metal de -8,8% para +3,4% e Materiais elétricos de -3,7% para +8,9%. Também se pode incluir o setor Vestuário que teve um crescimento nulo antes de 2002 e expansão de 11,4% no período subsequente.

Tabela 3 – Variação anual do Valor da Transformação Industrial, 1996-2007 (em %)

Setor da Indústria de Transformação	1996-1998	1999-2002	2003-2007	1996-2007
Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	1,4	-5,3	7,8	1,7
Fabricação de produtos do fumo	-4,8	11,5	0,0	3,1
Fabricação de produtos têxteis	0,5	4,9	1,9	2,7
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	2,6	0,0	11,4	5,5
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	-4,8	14,1	0,2	4,1
Fabricação de produtos de madeira	1,6	12,6	0,1	4,8
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	2,4	-1,1	3,6	1,6
Edição, impressão e reprodução de gravações	9,1	-17,8	6,8	-2,5
Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool	-5,2	1,5	8,6	3,4
Fabricação de produtos químicos	0,9	-13,2	3,1	-3,5
Fabricação de artigos de borracha e plástico	3,4	-11,4	3,7	-2,1
Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	7,3	0,2	2,0	2,3
Metalurgia básica	5,1	1,9	4,1	3,5
Fabricação de produtos de metal - exceto máquinas e equipamentos	3,5	-8,8	3,4	-1,2
Fabricação de máquinas e equipamentos	0,8	3,3	6,0	4,1
Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	13,7	11,6	4,7	8,8
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	17,2	-3,7	8,9	5,5
Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações	-5,2	4,1	-1,0	0,0
Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios	8,6	2,1	8,4	6,1
Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	2,1	2,6	7,8	4,8
Fabricação de outros equipamentos de transporte	20,1	21,4	3,2	12,5
Fabricação de móveis e indústrias diversas	7,5	-0,7	2,6	2,2
Reciclagem	12,4	3,2	16,0	10,5
Média Ponderada pelo VTI	2,0	-0,8	5,8	2,7

Fonte dos dados brutos: **Pesquisa Industrial Anual/IBGE.**

Nota: Dados originais deflacionados de acordo com o IPA-OG.

O VTI de outros setores se comportou de modo mais independente das variações do câmbio. Para Máquinas e equipamentos e Veículos a taxa de crescimento anual aumentou progressivamente nos três períodos de tempo delimitados. Para Outros equipamentos de

¹⁴ A utilização do ano de 1998 como ano-base permite comparar com maior facilidade o impacto da mudança de

transporte¹⁵ o crescimento superior a 20% ao ano entre 1996 e 2002, maior entre todos neste período, passou para uma taxa de 3,3% após 2002.

Quanto ao insumo trabalho, a série mais recomendada seria um indicador de horas trabalhadas. Para suprir a ausência desta medida é comum utilizar a evolução do nível de pessoal ocupado. Alternativamente, a série total de salários, retiradas e outras remunerações (TS), também da PIA/IBGE, representa uma aproximação maior com o número de horas trabalhadas. Os dados da Tabela 4 indicam que o total de remuneração do trabalho entre 1996 e 2007 permaneceu praticamente estável. Nota-se que entre 1996 e 1998 essa medida cresceu 0,8% por ano, mas após 1998 até 2002, justamente no período de forte valorização do câmbio, houve uma redução anual de 9,7%. Após 2002, entretanto, se verifica um expressivo crescimento de 7,5% ao ano na remuneração do trabalho.

Tabela 4 – Variação anual do Total de remuneração do trabalho, 1996-2007 (em %)

Setor da Indústria de Transformação	1996- 1998	1999- 2002	2003- 2007	1996- 2007
Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	0,1	-11,5	11,3	0,4
Fabricação de produtos do fumo	6,4	-0,1	4,2	3,0
Fabricação de produtos têxteis	-1,8	0,1	5,4	2,1
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	1,8	1,2	9,1	4,8
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	-2,9	8,6	5,0	4,8
Fabricação de produtos de madeira	8,3	0,6	2,1	2,6
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	1,0	-14,1	8,3	-1,7
Edição, impressão e reprodução de gravações	10,9	-19,0	5,2	-3,4
Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool	-13,7	-22,2	14,1	-5,6
Fabricação de produtos químicos	0,8	-17,9	3,8	-5,2
Fabricação de artigos de borracha e plástico	5,4	-15,3	4,4	-3,1
Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	0,5	-8,1	7,1	0,2
Metalurgia básica	0,3	-11,6	2,7	-3,2
Fabricação de produtos de metal - exceto máquinas e equipamentos	3,1	-12,3	3,6	-2,6
Fabricação de máquinas e equipamentos	0,7	-3,6	8,4	2,5
Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	23,2	2,5	14,6	11,5
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	9,2	-6,0	8,4	3,1
Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações	3,2	-3,3	1,8	0,2
Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios	11,8	-4,5	9,7	4,7
Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	2,3	-3,5	5,2	1,4
Fabricação de outros equipamentos de transporte	6,6	6,4	15,2	10,4
Fabricação de móveis e indústrias diversas	10,5	-3,6	3,2	1,9
Reciclagem	9,0	1,0	19,0	10,4
Média Ponderada pelo VTI	0,8	-9,7	7,5	-0,3

Fonte dos dados brutos: **Pesquisa Industrial Anual/IBGE.**

Nota: Dados originais deflacionados de acordo com o IPA-OG.

regime cambial de 1999 sobre o crescimento da variável.

¹⁵ O setor Outros equipamentos de transporte inclui a construção, montagem e reparação de embarcações, veículos ferroviários e aeronaves.

Como pode ser visto na Tabela 4, quinze dos vinte e três setores sentiram fortemente o impacto da valorização cambial no período entre 1999 e 2002. A remuneração do trabalho caiu de modo acentuado neste período, mas tinha um crescimento baixo anteriormente, nos setores de Celulose e papel, Química, Borracha e plástico, Metalurgia e Alimentos e Bebidas, com queda superior a 10% ao ano. Inclusive, o elevado crescimento de +11,3% após 2002, garantiu um crescimento não negativo para o período total apenas neste último setor. Para Refino de petróleo a queda de 22,2% na remuneração do trabalho entre 1999 até 2002 não pode ser atribuída exclusivamente ao câmbio flutuante, pois durante o período anterior, entre 1996 e 1998, esta variável já apresentava redução de 13,7% ao ano. Além disso, nesse setor o crescimento de 14,1% depois de 2002 não foi suficiente para reverter a queda no período agregado.

Os trabalhadores do setor de Calçados foram beneficiados pela desvalorização do câmbio após 1999. Neste setor a queda era de 2,9% até 1999 e passou para +8,6% depois, mas o ritmo de crescimento anual reduziu após 2002 com a valorização do Real. Outro setor com comportamento diferenciado foi Outros equipamentos de transportes, cujo crescimento entre 1996 e 2002 foi de, aproximadamente, 6% ao ano, enquanto após 2002 esta taxa foi de +15,2%.

2.2.2 Participação da mão-de-obra no produto industrial

Na literatura sobre a produtividade total dos fatores (PTF) é comum atribuir valores fixos para a participação da mão-de-obra no produto industrial. Bonelli e Fonseca (1998), por exemplo, seguem a literatura e atribuem 40% de peso do fator trabalho sobre o produto, e acreditam que “proporções próximas a estas resultam em diferenças praticamente negligenciáveis nos resultados da PTF”.

De outra maneira, calcula-se o valor da participação do trabalho no produto diretamente dos dados da PIA/IBGE para cada setor da indústria de transformação. O método consiste em aplicar a seguinte formulação:

$$\alpha_{Lj} = \frac{TS_j}{VTI_j} \quad (2.3)$$

De acordo com a equação (2.3), a participação do trabalho no produto, α_{Lj} , é igual a razão entre o Total de salários e outras remunerações, TS_j , e o Valor da transformação industrial, VTI_j , para cada ano do setor j . A Tabela 5 mostra essa medida para cada setor. Em

média, todos os setores tiveram uma redução de 32% em 1996 para 27% em 2007 na participação da mão-de-obra no produto, isto é, o crescimento do VTI foi relativamente maior que a variação da remuneração do trabalho.

Tabela 5 – Participação da mão-de-obra por setor industrial entre 1996 e 2007

Setor da Indústria de Transformação	1996	2007	Média
Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	0,244	0,212	0,206
Fabricação de produtos do fumo	0,154	0,152	0,151
Fabricação de produtos têxteis	0,368	0,343	0,319
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	0,442	0,412	0,448
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	0,367	0,397	0,361
Fabricação de produtos de madeira	0,368	0,294	0,313
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	0,287	0,199	0,209
Edição, impressão e reprodução de gravações	0,283	0,256	0,271
Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool	0,236	0,087	0,114
Fabricação de produtos químicos	0,247	0,204	0,213
Fabricação de artigos de borracha e plástico	0,343	0,309	0,314
Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	0,326	0,258	0,254
Metalurgia básica	0,304	0,146	0,188
Fabricação de produtos de metal - exceto máquinas e equipamentos	0,379	0,325	0,336
Fabricação de máquinas e equipamentos	0,368	0,312	0,321
Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	0,222	0,291	0,232
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,419	0,323	0,340
Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações	0,208	0,211	0,207
Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios	0,350	0,302	0,316
Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	0,355	0,248	0,305
Fabricação de outros equipamentos de transporte	0,351	0,284	0,243
Fabricação de móveis e indústrias diversas	0,368	0,355	0,360
Reciclagem	0,354	0,348	0,342
Média Ponderada pelo VTI	0,301	0,228	0,237

Fonte dos dados brutos: **Pesquisa Industrial Anual/IBGE.**

Em treze dos vinte e três setores a participação média do trabalho no produto entre 1996 e 2007 eram superiores a 30%, com destaque para os setores Vestuário com 45%, Calçados e Móveis com, ambos, 36%. Por outro lado, setores como Metalúrgica com uma participação média de 19%, Fumo com 15% e Coque, refino de petróleo, combustíveis nucleares e álcool com 11% tinham uma participação do trabalho no produto relativamente baixa no período estudado.

2.2.3 Estoque de capital da indústria

A medida ideal do insumo capital para o cálculo da produtividade é o fluxo de serviços provenientes do capital físico utilizado no período. Como, em geral, a medida de

“horas/máquina” não está disponível é comum assumir que as mudanças neste fluxo são correlacionadas com as variações no estoque de capital utilizado. Estimar o estoque também não é tarefa fácil e isso se reflete na escassez dessa medida; e a dificuldade para estimar dados desagregados da indústria de transformação é ainda maior (BARRO e SALA-I-MARTIN, 2004, p. 436)¹⁶.

Uma maneira é estimar o estoque de capital através do método do estoque perpétuo (MEP), conforme a equação (2.4):

$$K_{jt+1} = K_{jt} - \delta K_{jt} + I_{jt} = (1 - \delta)K_{jt} + I_{jt} \quad (2.4)$$

onde K_{jt} é o estoque de capital no setor j no período t , I é a taxa de investimento e δ é a taxa de depreciação. Portanto, o estoque de capital do setor no próximo período, K_{jt+1} , é igual ao estoque de capital do período atual, K_{jt} , menos aquela parcela que sofreu depreciação, δK_{jt} , mais o investimento realizado no período atual, I_{jt} .

A taxa de investimento foi calculada através da soma das Aquisições e Melhorias do Ativo Imobilizado disponibilizadas pela PIA/IBGE para o período entre 1996 e 2007. Os estoques de capital para cada setor, assim obtidos, foram deflacionados pelos seus respectivos índices de preços fornecidos pela FGV, através dos Índices de Preços no Atacado – Oferta Global (IPA-OG). Por fim, calculou-se o “capital efetivamente utilizado” através da ponderação entre o estoque anual e a média aritmética dos trimestres de cada ano da série de “Utilização da Capacidade Instalada” para cada setor, também provenientes da FGV.

Na aplicação do MEP imediatamente surge o problema de determinar os valores de duas variáveis desconhecidas: (i) a taxa de depreciação e (ii) o estoque de capital no primeiro período. A depreciação, assim como Ferreira e Guillén (2004), se pressupõe constante e igual 9%.

Saber o estoque de capital inicial é fundamental para as estimativas dos períodos subsequentes, já que um erro nessa medida representa, inevitavelmente, imprecisão em toda a série. Sabe-se que o estoque de capital em determinado período é igual a soma dos investimentos líquidos (investimento bruto menos depreciação) ocorridos anteriormente. Young (1995, p. 652) mostra que uma boa aproximação do valor dessa variável é obtida a partir da equação (2.5):

$$K_{j0} = \sum_{i=0}^{\alpha} I_{j-i-1} (1 - \delta_j)^i = \sum_{i=0}^{\alpha} I_{j0} (1 + g_j)^{-i-1} (1 - \delta_j)^i$$

¹⁶ Bonelli e Fonseca (1998) e Hidalgo (2002), por exemplo, utilizam o consumo industrial de energia elétrica (proveniente da Eletrobrás) como proxy para estoque de capital utilizado; como a primeira é, na verdade, um

$$K_{j0} = \frac{I_{j0}}{(g_j + \delta)} \quad (2.5)$$

onde I_{j0} é o investimento do primeiro período disponível para o setor j ; δ é a taxa de depreciação, constante e igual a 9%; e g_j é a taxa de crescimento do investimento nos primeiros cinco períodos¹⁷. A equação (2.5) mostra também que uma maior taxa de depreciação reduz, proporcionalmente, a importância do estoque no primeiro período e, portanto, a transmissão de erros na medida para o restante da série.

Um problema potencial que pode ocorrer na aplicação da equação (2.5) é encontrar uma taxa de crescimento do investimento, g_j , negativa no período selecionado. Nesse caso, se a depreciação não foi suficientemente elevada para manter o denominador positivo, o resultado é um estoque de capital inicial negativo. Este problema foi verificado em dois dos vinte e três setores estudados. O procedimento adotado, com o propósito de causar o mínimo de distorções possíveis na utilização do método, foi elevar a taxa de depreciação para o cálculo do estoque de capital, apenas no primeiro período, a um nível suficiente para manter o denominador positivo.

Os dados da Tabela 6 indicam que houve um crescimento de 1,4% ao ano na média do estoque de capital utilizado entre 1996 e 2007. Porém, a taxa aumenta de 0,9% entre 1996 e 1998. Após o abandono dos controles sobre o câmbio e a desvalorização da moeda nacional não é verificado crescimento até 2002, enquanto no período seguinte essa taxa sobe para 2,8%. Dos vinte e três setores, o desempenho de nove desses foi negativo em todos os períodos enquanto em outros treze foi positivo. Ou seja, apenas o setor Refino de petróleo com queda anual menor que -1% entre 1996 e 2002 passou para uma taxa de +4,7% no período seguinte.

As reduções mais significativas ocorreram nos setores Celulose e papel e Química, para os quais o capital utilizado caiu a uma taxa menor que -5% ao ano em todos os períodos estudados. O setor Alimentos e bebidas, que apresentou uma queda de mais de 4% a cada ano entre 1996 e 2002, passou a ter uma queda de apenas 0,7% após 2002. O setor de Fumo não teve a mesma sorte: a queda do capital utilizado que era de 4% entre 1996 e 1998 chegou a superar negativamente a taxa de 8% ao ano entre 1999 e 2007. O fator comum que explica a

insumo de produção, deve-se adotar a hipótese adicional de que as duas variáveis apresentam um comportamento semelhante no longo prazo.

¹⁷ O procedimento para g_j é semelhante a Young (1995, p. 651-2). Este autor parte do pressuposto que a taxa de crescimento nos primeiros cinco anos é representativa do crescimento do investimento nos anos imediatamente anteriores ao início da série.

queda dessa variável é a redução do investimento real realizado nestes setores. Para o setor Fumo, um problema adicional foi a queda de UCI verificada no período.

Tabela 6 – Variação anual do Estoque de capital utilizado, 1996-2007 (em %)

Setor da Indústria de Transformação	1996- 1998	1999- 2002	2003- 2007	1996- 2007
Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	-4,9	-3,8	-0,7	-2,6
Fabricação de produtos do fumo	-4,0	-8,7	-7,7	-7,4
Fabricação de produtos têxteis	21,5	9,7	2,5	8,4
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	10,9	6,9	2,9	5,8
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	12,2	10,7	6,8	9,2
Fabricação de produtos de madeira	23,3	5,8	3,0	7,5
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	-8,1	-5,7	-6,3	-6,4
Edição, impressão e reprodução de gravações	-4,6	-8,9	-4,0	-5,9
Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool	-1,3	-1,2	4,7	1,4
Fabricação de produtos químicos	-5,9	-7,0	-6,4	-6,5
Fabricação de artigos de borracha e plástico	-2,8	-3,5	-3,2	-3,2
Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	-5,6	-5,1	-4,4	-4,9
Metalurgia básica	9,5	3,4	4,5	5,0
Fabricação de produtos de metal - exceto máquinas e equipamentos	-4,0	-4,4	-3,8	-4,0
Fabricação de máquinas e equipamentos	20,4	1,6	2,2	5,1
Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	-11,0	-11,2	-3,1	-7,6
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	10,3	6,0	9,2	8,3
Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações	25,0	9,1	3,9	9,4
Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios	8,1	4,4	11,0	8,1
Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	-0,2	2,8	4,1	2,8
Fabricação de outros equipamentos de transporte	26,2	22,6	17,6	20,9
Fabricação de móveis e indústrias diversas	5,7	2,8	1,6	2,8
Reciclagem	1,2	1,9	10,6	5,6
Média Ponderada pelo VTI	0,9	0,0	2,8	1,4

Fonte dos dados brutos: **Pesquisa Industrial Anual/IBGE.**

Nota: Dados originais deflacionados de acordo com o IPA-OG.

(a) Em geral, a taxa de depreciação para o cálculo do estoque de capital do primeiro período é de 9%. Entretanto, excepcionalmente para os setores (16) Fumo e (30) Equipamentos de Informática foram consideradas taxas de depreciação de 15% e 25%, respectivamente.

Na Tabela 6 destaca-se o crescimento superior a 20% ao ano entre 1996 e 1998 nos setores Têxtil, Madeira, Máquinas e equipamentos, Material eletrônico e Outros equipamentos de transportes. Esse último, inclusive, manteve uma elevada taxa de crescimento em todos os períodos, com +22,6% entre 1999 e 2002 e 17,6% depois. O resultado para o setor Couro e calçados, crescimento superior a 10% entre 1996 e 2002 e após de mais de 6,8% a cada ano até 2007, surpreende, pois indica que os investimentos foram ampliados mesmo em uma situação adversa como queda no VTI e redução na remuneração do trabalho. O estoque de capital também foi reduzido gradativamente em todo o período para o setor de Madeira.

2.3 Medidas de Produtividade calculadas

Nesta seção são analisadas duas medidas de produtividade. A primeira, conhecida como produtividade do trabalho, consiste na simples divisão do valor agregado pela quantidade de trabalhadores, ou horas trabalhadas. Em seguida será mostrada a medida de produtividade conhecida como Resíduo de Solow, entendida como a parcela do crescimento do produto não explicada pelas variações das quantidades de trabalho e capital empregados. Também é realizada uma breve comparação entre os resultados de ambas as medidas.

A Tabela 7 apresenta a produtividade do trabalho calculada entre 1996 e 2007 para os setores da indústria brasileira. A média cresce 5% ao ano entre 1996 e 1998; ocorreu uma reversão para -2,3% ao ano entre 1998 e 2002; e queda menos acentuada de -0,9% por ano até 2007. O saldo representa uma queda próxima de zero para todo o período.

Tabela 7 – Variação anual da Produtividade do trabalho por setor, 1996-2007 (em %)

Setor da Indústria de Transformação	1996-1998	1999-2002	2003-2007	1996-2007
Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	0,7	-7,9	0,8	-2,5
Fabricação de produtos do fumo	-2,7	13,1	-2,4	3,0
Fabricação de produtos têxteis	7,4	2,4	-1,2	1,6
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	7,3	-5,1	6,1	2,1
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	0,2	3,6	-2,1	0,3
Fabricação de produtos de madeira	-2,1	7,8	-1,1	1,9
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	6,8	-4,1	1,0	0,1
Edição, impressão e reprodução de gravações	8,3	-17,0	4,7	-3,2
Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool	23,5	6,5	-5,7	3,6
Fabricação de produtos químicos	2,7	-14,5	-0,5	-5,3
Fabricação de artigos de borracha e plástico	2,2	-12,9	-1,7	-5,3
Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	2,6	-4,0	0,6	-0,8
Metalurgia básica	6,9	3,1	-1,3	1,7
Fabricação de produtos de metal - exceto máquinas e equipamentos	2,1	-13,0	-1,1	-5,1
Fabricação de máquinas e equipamentos	3,8	-3,2	2,2	0,5
Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	9,9	8,0	-12,9	-1,7
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	17,1	-4,5	2,4	2,3
Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações	4,5	2,1	-3,1	0,1
Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios	7,3	0,6	2,0	2,4
Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	4,5	1,9	1,5	2,2
Fabricação de outros equipamentos de transporte	21,8	12,5	-9,9	3,2
Fabricação de móveis e indústrias diversas	1,6	-1,8	0,5	-0,2
Reciclagem	7,6	-18,7	-2,9	-7,3
Média Ponderada pelo VTI	5,0	-2,3	-0,9	-0,4

Nota: Dados originais transformados em número-índice; ano-base: 1998 (=100).

Fonte dos dados brutos: **Pesquisa Industrial Anual/IBGE**.

Os setores Química, Borracha e plásticos e Produtos de metal tiveram crescimento entre 1996 e 1998 e redução superior a -10% entre 1999 e 2002, e, por isso, apresentaram as

quedas mais significativas em todo o período, cerca de -5% ao ano em todo o período. Outros setores sofreram uma reversão nesta medida no período de desvalorização do Real: Celulose e papel passou de com +6,8% entre 1996 e 1998 para -4,1% de 1999 até 2002, Edição e impressão de +8,3% para -17% e Materiais elétricos de +17,1% para -4,5%.

Os maiores ganhos, de acordo com a produtividade do trabalho, ocorreram nos setores Fumo, Refino de Petróleo e Outros equipamentos de transportes. Nestes dois últimos, a medida apresentou crescimento maior que 20% ao ano entre 1996 e 1998, após 1999 esta taxa cai para +6,5% no setor Refino de Petróleo e para +12,5% em Outros equipamentos de transportes. Depois de 2002, o primeiro setor tem uma queda de 5,7% e o último -9,9% ao ano até 2007. Setores como Fumo, Calçados e Madeira, diferentemente, mostraram seus melhores resultados no período de valorização cambial (1999-2002). Vestuário, por sua vez, registrou aumento maior que 5% ao ano nos períodos 1996-1999 e 2002-2007, porém com uma queda de 5%, justamente, no intervalo.

Por sua vez, o Resíduo de Solow é calculado a partir da equação (1.35); que nada mais é que a equação (1.34) sob a hipótese de concorrência perfeita e retornos constantes de escala ($\beta = \mu = 1$), assim como mostrado pela equação (2.6):

$$dy_{jt} - \alpha_L dl_{jt} - dk_{jt} = \phi = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} \quad (2.6)$$

Na Tabela 8, a média da produtividade observada nos setores da indústria apresenta uma queda de 0,3% ao ano no período de 1996 a 1998. Entre 1998 e 2002 essa medida cresce 1,9% e após 2002 ocorre uma variação positiva de 3,1% ao ano até 2007. Com isso, o crescimento do Resíduo de Solow não ajustado entre 1996 e 2002 é de +2% ao ano.

Ao comparar o Resíduo de Solow (Tabela 8) com a produtividade do trabalho (Tabela 7) se percebe a diferença da metodologia e da omissão do estoque de capital nesta última. Essa diferença é percebida facilmente naqueles setores com crescimento do estoque de capital superior a 20% ao ano entre 1996 e 1998: Têxtil com uma produtividade do trabalho de +7,5%, enquanto o Resíduo de Solow aponta uma queda de 11,9% ao ano; para Madeira, a primeira medida era -2,2% e a segunda era de -15,3%; Máquinas e equipamentos de +3,8% e -10,8%; Material eletrônico de +4,5% e -24%; e Outros equipamentos de transportes de +21,8% e -0,7%. Para Máquinas e equipamentos, o crescimento de +0,8% do VTI e de +0,7% de redução da remuneração do trabalho indicam aumento a produtividade do trabalho de 3,5% ao ano. Contudo, a forte elevação do estoque de capital utilizado de +20,5% no período resulta em um Resíduo de Solow negativo de 10,8%.

Tabela 8 – Variação anual do Resíduo de Solow calculado por setor, 1996-2007 (em %)

Setor da Indústria de Transformação	1996-1998	1999-2002	2003-2007	1996-2007
Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	5,4	0,5	5,1	3,5
Fabricação de produtos do fumo	-2,3	17,2	3,5	7,2
Fabricação de produtos têxteis	-11,9	-1,5	-1,9	-3,7
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	-3,7	-4,6	6,5	0,5
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	-10,9	4,5	-6,5	-3,5
Fabricação de produtos de madeira	-15,3	10,8	-1,9	-0,2
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	8,9	5,6	4,6	5,8
Edição, impressão e reprodução de gravações	9,6	-5,0	7,5	3,1
Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool	-1,8	7,1	2,8	3,5
Fabricação de produtos químicos	5,6	-3,7	7,3	2,8
Fabricação de artigos de borracha e plástico	3,7	-4,2	6,2	1,9
Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	11,3	4,9	2,5	4,9
Metalurgia básica	-2,3	1,8	0,2	0,3
Fabricação de produtos de metal - exceto máquinas e equipamentos	5,2	-1,3	4,8	2,6
Fabricação de máquinas e equipamentos	-10,8	4,4	2,0	0,4
Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	17,0	16,2	2,3	9,8
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	6,4	-4,8	0,8	-0,3
Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações	-24,0	-3,4	-8,8	-9,9
Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios	-0,5	0,6	-1,7	-0,7
Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	1,6	2,8	2,9	2,6
Fabricação de outros equipamentos de transporte	-0,7	2,7	-12,4	-5,0
Fabricação de móveis e indústrias diversas	0,1	-1,0	0,6	-0,1
Reciclagem	8,0	2,3	2,1	3,2
Média Ponderada pelo VTI	-0,3	1,9	3,1	2,0

Nota: Dados originais transformados em número-índice; ano-base: 1998 (=100).

Fonte dos dados brutos: **Pesquisa Industrial Anual/IBGE**.

No período seguinte a flexibilização do regime cambial, o setor Outros equipamentos de transporte apresentou um elevado aumento de 21,4% do VTI ao ano até 2002. O crescimento relativamente menor da remuneração do trabalho indica um forte aumento da produtividade do trabalho de 12,5% no período. Entretanto, ao se considerar o elevado crescimento de +22,6% do estoque de capital utilizado, o aumento da produtividade é de apenas 2,75%, conforme o Resíduo de Solow. Outro exemplo importante ocorreu no setor Fumo, cuja elevação de 11,5% no VTI, combinado com a estabilidade da remuneração do trabalho, gera uma produtividade do trabalho de +13,2%, mas a queda de 8,7% no capital utilizado provoca um Resíduo de Solow de 17,2%.

No breve relato histórico realizado neste capítulo se percebe que o regime de câmbio diferenciado para produtos antecedeu a adoção de barreiras tarifas e não tarifárias para proteção da indústria brasileira. Mais recentemente, após a abertura comercial de 1990, o câmbio voltou a assumir um papel de destaque para o desempenho do setor industrial, tanto

que foram destacados três períodos distintos. No primeiro, com câmbio controlado, há uma relativa estabilidade de preços. Com a adoção do câmbio flutuante e desvalorização do Real, em 1999, houve um súbito aumento de preços domésticos, que foi acompanhado de uma elevação do grau de abertura por dois motivos: (i) aumento das importações em alguns setores, apesar da desvalorização, por causa da inflação; e (ii) aumento das exportações em outros setores, como Calçados e Madeira, por exemplo. A partir de 2002, a nova tendência do câmbio gerou o movimento contrário, isto é, queda na taxa de variação de preços e do grau de abertura comercial.

As quebras de estrutura identificadas na tendência da taxa de câmbio refletiram diretamente sobre o crescimento do VTI e da remuneração do trabalho. Apesar da queda de produção em importantes setores, entre 1999 e 2002 a expansão do VTI da média da indústria não reduziu drasticamente, fato que alguns setores exportadores foram beneficiados com a desvalorização do Real. Já a remuneração do trabalho caiu em grande parte dos setores no período após 1999, queda esta que foi contrabalançada em parte pelo crescimento verificado depois de 2002. A taxa de crescimento do estoque de capital utilizado também se reduziu com a flexibilização do câmbio, mas não chegou a ficar negativa, e cresceu após 2002.

A comparação realizada entre as duas medidas de produtividade mostrou que as diferenças metodológicas e variáveis utilizadas influenciam substancialmente no resultado. Para período anterior a 1999, quando o câmbio era controlado no Brasil, o maior crescimento do estoque de capital utilizado em determinados setores resultou em uma produtividade calculada a partir do Resíduo de Solow inferior a produtividade do trabalho. Outras diferenças também foram encontradas. Este tema será abordado novamente no próximo capítulo, quando são relaxadas as hipóteses de concorrência perfeita e retornos constantes de escala e se calcula o Resíduo ajustado pelas estimativas de poder de mercado e escala.

3 ANÁLISE DAS EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Neste capítulo são apresentados os resultados obtidos através da aplicação dos modelos especificados no capítulo 1, bem como pequenas variações destes. O objetivo é calcular a produtividade total de fatores para cada um dos vinte e três setores da indústria de transformação brasileira na situação de concorrência imperfeita, isto é, firmas domésticas com poder de mercado e retornos não constantes de escala. Testa-se ainda se essas variáveis tiveram uma mudança significativa no comportamento após a mudança de regime cambial ocorrida em Janeiro de 1999 e após 2002, com a nova tendência de valorização da moeda brasileira, conforme visto no capítulo 2.

3.1 Método e Modelos Econométricos

Para estimar a produtividade, o *markup* e as economias de escala será utilizado um método econométrico baseado sobre dados em painel. A amostra é composta de informações sobre vinte e três setores da indústria entre o período de 1996 e 2007, que resultam em 253 (23×11) observações. Os diversos testes realizados e as estimativas apresentadas são obtidas com o auxílio dos programas econométricos Stata 10.0 e Eviews 5.0. Com a disposição dos dados em painel duas questões devem ser respondidas: (i) os efeitos são fixos ou aleatórios? (ii) estes efeitos estão presentes nas unidades seccionais ou no período de tempo?

Inicialmente, pode-se estabelecer que a relação entre uma variável independente, x_{jt} , para o setor j no período t e uma variável dependente, y_{jt} , é indicada pelo parâmetro β . Assume-se, de um modo geral, a seguinte especificação:

$$y_{jt} = \beta x_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

Quando se usa dados em painel pode ser conveniente, para obter estimadores consistentes e eficientes, dividir o termo de erro, ε_{jt} , em duas partes específicas: efeito do indivíduo e efeito independente ao longo do tempo dos indivíduos. Ou seja,

$$\varepsilon_{jt} = \alpha_j + v_{jt} \quad (3.1)$$

A primeira parte do lado direito da equação (3.1) varia conforme o setor, α_j , mas é constante ao longo do tempo, e estar ou não correlacionada com as variáveis explicativas. A existência de correlação significativa entre as variáveis explicativas do modelo implica utilização de método de efeitos fixos. De outro modo, a ausência de correlação permite a estimação com efeitos aleatórios. A segunda parte tem um comportamento independente (JOHNSTON e DINARDO, 2001).

O Teste de Hausman é aquele geralmente utilizado para a decisão formal entre o modelo de efeitos fixos ou aleatórios. Esse teste estabelece como hipótese nula que o estimador de efeitos aleatórios é correto e testa a diferença estatística deste em relação ao de efeitos fixos. Assim, uma diferença significativa entre os modelos representa que existe correlação entre os efeitos não observados da unidade seccional e uma ou mais variáveis explicativas e, portanto, que o estimador de efeitos fixos é consistente e eficiente. No entanto, o Teste de Hausman é apenas um indicador, que pode ser impreciso em determinadas situações.

Na prática, muitas vezes, a escolha por efeitos fixos pode ser justificada se a amostra for composta por um número específico de setores e estudar o comportamento deste conjunto ao longo de um determinado período. Para Wooldridge (2006), portanto, quando as observações são originárias de extrações não aleatórias é recomendado utilizar o método de efeitos fixos, para considerar as características específicas, mas não observadas, de cada setor, α_j .

O método de efeitos fixos consiste na utilização deste efeito, α_j , como uma variável explicativa adicional. Quando o resíduo é correlacionado com as variáveis explicativas de cada setor, o método proporciona estimativas de constantes para cada unidade *cross-section*. Assim, por exemplo, o nível de produtividade pode diferir entre os setores. Mas, se o efeito não observado é estatisticamente igual entre eles, pode-se estimar um intercepto comum para

o conjunto, o que indica que o nível de produtividade tem o mesmo comportamento para todos os setores¹⁸.

Um aspecto importante na análise com dados em painel é a não homocedasticidade dos resíduos. Ela está presente quando os resíduos da regressão não são homogêneos entre os setores ou ao longo dos mesmos. Uma causa comum da heterocedasticidade é a diferença de tamanho¹⁹. A heterocedasticidade ainda é frequentemente verificada quando setores heterogêneos são analisados em conjunto, apesar da diferença não ser significativa ao longo do tempo nos grupos.

A hipótese de homocedasticidade dos resíduos mesmo com as diferenças de tamanho ou entre diferentes unidades seccionais será verificada através do Teste de White e de um conjunto de testes de igualdade da variância, onde os principais são os métodos de Levene e Brown-Forsythe. Se estes testes rejeitarem a hipótese nula de homocedasticidade dos resíduos será necessário aplicar a correção para heterocedasticidade.

Outro problema que pode afetar a eficiência das estimativas é a correlação serial dos resíduos. A autocorrelação ocorre quando o resíduo atual da regressão é influenciado pelos anteriores, ou seja, não são aleatórios. Para verificar a presença de autocorrelação será apresentada a regressão entre o resíduo atual e anteriores. Outro modo utilizado é o Teste de Wooldridge para correlação serial para dados em painel²⁰.

Na seção (1.1.4) obteve-se a equação (1.31) que além de permitir o cálculo da produtividade total dos fatores fornece estimativas de *markup* e economias de escala²¹:

$$dy_{ijt} = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} + \mu_{ijt} \alpha_L dl_{ijt} + \beta_{ijt} dk_{ijt}$$

A equação acima serve como base para o modelo econométrico que será utilizado para testar as hipóteses de poder de mercado e economias de escala. Entretanto, duas modificações são necessárias: (i) a adição do termo de erro, ε_{jt} ; e (ii) a desconsideração do termo específico de firma, df_{it}/f_{it} , pois como são utilizados dados agregados de setores industriais o efeito

¹⁸ O resultado da constante é interpretado, grosseiramente, como um indicador da “verdadeira” taxa de crescimento da produtividade. Contudo, os resultados mais importantes das regressões são as estimativas de *markup* e escala para calcular o Resíduo de Solow ajustado, posteriormente. Wooldridge (2006, p. 438) lembra que a estimativa de intercepto mostrada pelos programas econométricos, através do método de efeitos fixos, é uma média dos efeitos não observados das unidades individuais.

¹⁹ O exemplo clássico da heterocedasticidade causada pelas diferenças de tamanho ocorre naqueles modelos que mostram a relação entre consumo e renda da família, pois quanto maior a renda menor a parcela dessa gasta com consumo. Essa diferença deve ser considerada no modelo.

²⁰ Detalhes técnicos sobre heterocedasticidade e autocorrelação podem ser encontrados em Wooldridge (2002) e Baltagi (2005). Uma aplicação do Teste de Wooldridge pode ser encontrada em Drukker (2003).

²¹ Essa equação encontra-se especificada na página 34.

específico da firma é nulo. Assim, os estimadores diferem apenas entre os setores da indústria de transformação. A equação (3.2) sintetiza essas alterações:

$$dy_{jt} = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \mu_{jt} \alpha_L dl_{jt} + \beta_{jt} dk_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (3.2)$$

sendo que $\varepsilon_{jt} \sim N(0, \sigma^2)$. Ou seja, espera-se que o termo de erro siga uma distribuição normal, com média zero e variância constante. Em um primeiro momento, com o propósito de estimar a mudança de produtividade para cada setor, o modelo é especificado conforme a equação (3.3)²²:

$$dy_{jt} = C_{0j} + C_{1jt} D99 + C_{2jt} D02 + C_{3j} \alpha_L dl_{jt} + C_{4jt} \alpha_L dl_{jt} D99 + C_{5jt} \alpha_L dl_{jt} D02 + C_{6j} dk_{jt} + C_{7j} dk_{jt} D99 + C_{8j} dk_{jt} D02 + \varepsilon_{jt} \quad (3.3)$$

Nesse modelo há a inclusão das variáveis *dummies* *D99* e *D02*, que visam estimar se houve mudança de produtividade, no poder de mercado ou na escala de produção nos setores industriais a partir de 1999 e após 2002. A *dummy* *D99* assume valor zero para antes de 1999 e um para o período posterior; *D02*, por sua vez, é igual a zero até 2002 e um para o período subsequente.

O coeficiente C_0 pode ser interpretado como a taxa de crescimento da produtividade no setor j para o período com banda cambial até 1999. O coeficiente C_1 , que está associado a variável *dummy* de mudança de regime cambial, *D99*, indica se este fenômeno gerou uma elevação da produtividade em cada setor após 1999; espera-se que o seu valor seja menor que zero, o que indica a verificação de perdas de produtividade com a redução da competição externa causada pela adoção de regime flutuante após 1999. A soma dos coeficientes C_0 e C_1 indica a produtividade do setor após 1999. O mesmo procedimento deve ser realizado para a produtividade depois de 2002 caso o coeficiente C_2 seja significativo.

Para determinar a importância do poder de mercado no setor industrial j antes da flexibilização do câmbio em 1999 incluí-se no modelo o coeficiente C_{3j} ; se a estimativa encontrada for igual a um não se pode rejeitar a hipótese de concorrência perfeita com o regime de banda cambial. Porém, um valor maior que a unidade indica que o preço é maior que o custo marginal para o setor j . Para testar a hipótese de alteração no comportamento competitivo dos setores após a mudança de regime cambial de 1999 e após 2002, incluí-se, respectivamente, C_4 e C_5 ; como se espera que as firmas tenham se comportado de maneira menos competitiva após o fim do controle sobre o câmbio espera-se que C_4 seja positivo

²² Os dados utilizados foram analisados na Seção 2.2. Detalhes adicionais são mostrados no Quadro A. 2. O Quadro A. 3 mostra informações resumidas dos coeficientes estimados.

enquanto C_5 seja negativo, por causa do aumento da concorrência provocada pela valorização da taxa de câmbio.

O coeficiente C_6 a ser estimado representa o parâmetro das economias de escala, β . Caso o setor industrial apresente um valor para C_6 maior do que a unidade, a tecnologia apresenta rendimentos crescentes de escala. Ao contrário, se C_6 está entre zero e um, constata-se rendimentos decrescentes de escala. Os testes de diferenças na escala de produção depois de 1999 e 2002 são realizados pelos coeficientes C_7 e C_8 . Se estes forem positivos, pode-se afirmar que houve um aumento da escala de produção. Se forem negativos, diferentemente, supõe-se que a economia relativamente mais fechada provocou estímulo à produção em escalas não eficientes.

De outro modo, como foi abordado previamente, pode-se dividir o termo erro em duas partes: $\varepsilon_{jt} = \alpha_{jt} + v_{jt}$. Dessa forma, pode-se dizer que o modelo básico, (3.3), a ser estimado toma a seguinte forma para o caso de efeitos fixos setoriais:

$$dy_{jt} = C_{0j} + C_{3j}\alpha_L dl_{jt} + C_{4j}\alpha_L dl_{jt} D99 + C_{5j}\alpha_L dl_{jt} D02 + C_{6j}dk_{jt} + C_{7j}dk_{jt} D99 + C_{8j}dk_{jt} D02 + C_9 D1998 + \dots + C_{18} D2007 + \alpha_j + v_{jt} \quad (3.4)$$

A diferença entre as equações (3.3) e (3.4) é a subtração dos coeficientes C_1 e C_2 devido à consideração dos efeitos fixos e adição das variáveis *dummies* anuais ($C_9 D1998 + \dots + C_{18} D2007$). O estimador do nível de produtividade, assim como em (3.3), é a constante do modelo, C_0 . Se o teste indicar que os efeitos não observados diferem entre os setores, cada um terá sua própria estimativa para esse coeficiente. As estimativas das *dummies* anuais controlam as mudanças da taxa de crescimento da produtividade para o conjunto das indústrias em cada ano. A produtividade para cada ano, que não o primeiro, é obtida através da soma da constante, C_0 , ao resultado para *dummy* do período correspondente.

Uma limitação importante das estimativas desse trabalho é a não utilização de variáveis instrumentais para lidar com o problema recorrentemente verificado na literatura sobre a medida de produtividade e concorrência imperfeita que é a correlação entre o resíduo e as mudanças na utilização dos fatores de produção. Nesse aspecto, o trabalho de Hall (1998, p. 932-3) testa os gastos militares, o preço internacional do petróleo e a política partidária do presidente, uma *dummy* que indica se o governo é Democrata ou Republicano, como possíveis instrumentos. Domowitz *et al* (1988, p. 57) estimam dois modelos com variáveis instrumentais diferentes. No primeiro, é utilizado o crescimento do PIB e uma defasagem como instrumentos para controlar o efeito do ciclo econômico, enquanto no segundo são usados os gastos militares e o preço relativo das importações. Os autores constataam que não

há diferença significativa entre os modelos. A Tabela 9 mostra os métodos econométricos e as variáveis instrumentais utilizadas nos trabalhos de referência.

Tabela 9 – Métodos econométricos e variáveis instrumentais utilizadas na literatura

Artigo	Método	Instrumentos	Teste de Hausman ^(a)	Teste de Sobreidentificação ^(b)
Hall (1988)	MQ2E	Gastos militares Preço internacional do petróleo Política partidária do presidente	Não mostra	Não mostra
Domowitz <i>et al</i> (1988)	MQ2E e Efeitos Fixos	Crescimento do PIB ou Gastos militares e Preço relativo das importações	Não rejeita H0	Não mostra
Levinsohn (1993)	Efeitos Fixos Temporais	Preços Atacado da Economia	Não mostra	Não mostra
Harrison (1994)	Within ou MQ2E	Taxa de câmbio nominal Índice de preço de energia Salário real do setor Estoque de dívida da firma	Não rejeita H0	Não rejeita H0
Klette (1999)	GMM	Não especifica	Não mostra	Não rejeita H0
Ferreira e Guillén (2004)	MQO ou MQ2E	Taxa de câmbio real Horas trabalhadas Razão capital horas trabalhadas Razão capital mão-de-obra empregada	Não rejeita H0	Não mostra

Nota: Alguns resultados desses autores podem ser encontrados na Tabela 1e Tabela 2. Algumas informações adicionais estão no Quadro A. 1.

(a) A hipótese nula (H0) do Teste de Hausman é que as estimativas de MQO e VI são estatisticamente iguais. Domowitz *et al* (1988), excepcionalmente, testam a diferença entre um modelo em que as variáveis instrumentais são o crescimento do PIB e sua defasagem e outro com Gastos militares e Preço das importações.

(b) A hipótese nula (H0) do Teste de Sobreidentificação é que os instrumentos são válidos.

Harrison (1994) utiliza a taxa de câmbio nominal, preço da energia, salário do setor e o estoque de dívida como instrumentos. A autora testou o crescimento do PIB, que passou pelos testes estatísticos, mas não mostrou uma correlação muito forte com a variável endógena. Ferreira e Guillén (2004, p. 520) aplicam essa abordagem para dados semelhantes aos aqui adotados; os autores indicam que utilizaram os seguintes instrumentos: taxa de câmbio real, horas trabalhadas, razão capital horas trabalhadas e razão mão-de-obra empregada e respectivas defasagens. Os autores, contudo, não abordam os detalhes como quais variáveis foram instrumentalizadas, quantas defasagens foram utilizadas e em quais instrumentos. De qualquer forma, o resultado do teste de Hausman indica que as estimativas de variáveis instrumentais não diferem significativamente daquelas obtidas por mínimos quadrados ordinários.

3.2 Produtividade estimada com poder de mercado

A presente seção visa estimar a equação (3.4) com o propósito de mensurar o nível de produtividade ajustada pelo poder de mercado e as economias de escala da indústria de transformação brasileira. Na equação (3.5) testa-se ainda o impacto causado tanto pela mudança de regime cambial em 1999 quanto após 2002. A equação (3.5) difere da equação (3.4) apenas por suprimir o subscrito j , uma vez que os coeficientes são estimados para o conjunto da indústria. Através da equação (3.6), alternativamente, estima-se apenas o poder de mercado e a escala da economia para o período de 1996 até 2007. De outra maneira, na equação (3.7) consideram-se retornos constantes de escala ao longo dos anos, mas são testadas possíveis quebras estruturais no *markup* após 1999 e 2002.

$$dy_{jt} = C_0 + C_3\alpha_L dl_{jt} + C_4\alpha_L dl_{jt} D99 + C_5\alpha_L dl_{jt} D02 + C_6 dk_{jt} + C_7 dk_{jt} D99 + C_8 dk_{jt} D02 + C_9 D1998 + \dots + C_{18} D2007 + \alpha + v_t \quad (3.5)$$

$$dy_{jt} = C_0 + C_3\alpha_L dl_{jt} + C_6 dk_{jt} + C_9 D1998 + \dots + C_{18} D2007 + \alpha + v_t \quad (3.6)$$

$$dy_{jt} - dk_{jt} = C_0 + C_3\alpha_L dl_{jt} + C_4\alpha_L dl_{jt} D99 + C_5\alpha_L dl_{jt} D02 + C_9 D1998 + \dots + C_{18} D2007 + \alpha + v_t \quad (3.7)$$

O passo seguinte é definir se os efeitos são fixos ou aleatórios. Em primeiro lugar, nota-se que as conclusões que surgem da Tabela 10 são semelhantes para os três modelos. O resultado da estatística- F para a significância em conjunto das *dummies* por setor indica que a hipótese nula não pode ser rejeitada, isto é, o nível de produtividade não difere significativamente entre os setores da amostra. Pode-se, portanto, impor um intercepto comum neste caso. Por outro lado, o teste para as diferenças no período aponta, conforme esperado *a priori*, que as *dummies* associadas ao tempo são em conjunto diferentes de zero. Destarte, pode-se afirmar que existem diferenças na produtividade ano a ano, porém estas podem ser consideradas iguais para todos os setores.

Tabela 10 – Testes de especificação para as equações (3.5), (3.6) e (3.7)

	Equação 3.5	Equação 3.6	Equação 3.7
Dummy Setor	F(22, 224) = 0,54 [0,9574]	F(22, 228) = 0,45 [0,9849]	F(22, 227) = 0,58 [0,9356]
Dummy Ano	F(10, 236) = 2,65 [0,0044]	F(10, 240) = 3,23 [0,0006]	F(10, 239) = 3,08 [0,0011]
Teste de Hausman	$\chi^2(6) = 3,09 [0,7975]$	$\chi^2(2) = 1,29 [0,5245]$	$\chi^2(3) = 0,74 [0,8629]$

Nota: tabela elaborada com o auxílio do Stata 10.0. Entre colchetes está a probabilidade da estimativa ser zero.

A Tabela 10 mostra ainda o resultado para o Teste de Hausman. Para as três equações não se pode rejeitar, com 5% de significância, a hipótese nula de viés não sistemático nas estimativas de efeitos fixos. Por conseguinte, as estimativas obtidas através do método de

mínimos quadrados devem ser preferidas²³. Assim, as equações (3.5), (3.6) e (3.7) podem ser novamente especificadas, respectivamente, como seguem:

$$dy_{jt} = C_0 + C_3\alpha_L dl_{jt} + C_4\alpha_L dl_{jt} D99 + C_5\alpha_L dl_{jt} D02 + C_6 dk_{jt} + C_7 dk_{jt} D99 + C_8 dk_{jt} D02 + C_9 D1998 + \dots + C_{18} D2007 + v_t \quad (3.8)$$

$$dy_{jt} = C_0 + C_3\alpha_L dl_t + C_6 dk_t + C_9 D1998 + \dots + C_{18} D2007 + v_t \quad (3.9)$$

$$dy_{jt} - dk_{jt} = C_0 + C_3\alpha_L dl_{jt} + C_4\alpha_L dl_{jt} D99 + C_5\alpha_L dl_{jt} D02 + C_9 D1998 + \dots + C_{18} D2007 + v_t \quad (3.10)$$

A Tabela 11 mostra os resultados do teste de presença de heterocedasticidade nos resíduos em cada uma das distintas especificações utilizadas. Assim, rejeita-se a hipótese de igualdade da variância dos resíduos em todos os modelos, ao nível 5% de significância, de acordo com os métodos Levene e Brown-Forsythe. Apenas para equação (3.10) o Teste de White não rejeita a hipótese nula de homocedasticidade dos resíduos. Logo, utiliza-se a matriz de White diagonal para corrigir este problema nos modelos (3.8) e (3.9). Para equação (3.10) se inclui uma matriz de White para os setores nestes modelos a fim de reduzir a heterocedasticidade.

Tabela 11 – Teste de igualdade de variância das equações (3.8), (3.9) e (3.10)

Método	Equação 3.8	Equação 3.9	Equação 3.10
Teste de White	$\chi^2(1) = 86,09 [0,0000]$	$\chi^2(1) = 87,54 [0,0000]$	$\chi^2(1) = 34,72 [0,0727]$
Bartlett	F(22) = 93,238 [0,0000]	F(22) = 90,588 [0,0000]	F(22) = 90,474 [0,0000]
Levene	F(22, 230) = 4,189 [0,0000]	F(22, 230) 4,450 [0,0000]	F(22, 230) 4,480 [0,0000]
Brown-Forsythe	F(22, 230) = 3,469 [0,0000]	F(22, 230) 3,611 [0,0000]	F(22, 230) 3,852 [0,0000]

Nota: Tabela elaborada com o auxílio do Stata 10.0 e do Eviews 5.0. Entre colchetes está a probabilidade da estimativa ser zero.

A Tabela 12 mostra que o Teste de Wooldridge não rejeita a hipótese de ausência de autocorrelação nos resíduos, com 95% de confiança. Essa característica é observada, recorrentemente, no decorrer desse capítulo. A Tabela 12 mostra a estimativa da regressão entre o resíduo, como variável dependente, sobre o resíduo defasado um período, como variável independente. Os resultados indicam que os erros atuais são independentes dos valores defasados em todas as especificações. Assim, como não há correlação serial significativa nos erros, os testes de heterocedasticidade da Tabela 11 são válidos.

Tabela 12 – Teste de Autocorrelação dos Resíduos para as equações (3.8), (3.9) e (3.10)

Coefficiente	Equação 3.8	Equação 3.9	Equação 3.10
Teste de Wooldridge	F(1, 22) = 0,865 [0,3624]	F(1, 22) = 1,763 [0,1979]	F(1, 22) = 1,230 [0,2794]
Et=et-1	-0,107 (0,067) [0,1071]	-0,128 (0,0657) [0,052]	-0,054 (0,063) [0,3937]

Nota: Tabela elaborada com o auxílio do Stata 10.0. Entre parênteses o desvio-padrão e entre colchetes está a probabilidade da estimativa ser zero.

²³ De qualquer forma, a Tabela A. 2 contém as estimativas obtidas através do método de efeitos fixos.

Na Tabela 13 os resultados das regressões são apresentados. Todos os modelos mostraram um ajuste relativamente bom, pois em nenhum deles a estatística F rejeita a hipótese de que pelo menos uma das variáveis explicativas esteja correta. Os critérios de aderência (R^2 , e Critérios de Akaike e Schwartz) apresentam resultados próximos para cada equação²⁴.

As constantes, C_0 , obtidas através dos diferentes modelos, apresentados na Tabela 13, são significativamente maior que zero para as equações (3.8) e (3.10). As *dummies* anuais, por sua vez, indicam que houve um expressivo crescimento no ano de 1999, quando teve fim o regime de câmbio controlado. Nos anos de 2003, 2005 e 2006, os coeficientes estimados indicam que a taxa de crescimento da produtividade era significativamente menor que zero nestes anos para o conjunto da indústria de transformação brasileira.

Tabela 13 – Resultados da estimação das equações (3.8), (3.9) e (3.10)

Coeficiente		Equação 3.8	Equação 3.9	Equação 3.10
Produtividade	C0	0,029 (0,008) [0,000]	0,008 (0,006) [0,182]	0,003 (0,001) [0,000]
<i>Markup</i>	C3	2,110 (0,132) [0,000]	3,262 (0,279) [0,000]	3,205 (0,286) [0,000]
Impacto 1999	C4	1,490 (0,392) [0,000]	-	0,297 (0,447) [0,508]
Impacto 2002	C5	-0,510 (0,527) [0,335]	-	-0,103 (0,535) [0,848]
Retornos de Escala	C6	0,555 (0,125) [0,001]	0,916 (0,099) [0,398]	1,000
Impacto 1999	C7	0,563 (0,189) [0,003]	-	-
Impacto 2002	C8	-0,397 (0,182) [0,030]	-	-
<i>Dummy</i> Ano	1998	-0,015 (0,005) [0,003]	0,001 (0,004) [0,815]	0,004 (0,001) [0,000]
	1999	0,135 (0,022) [0,000]	0,140 (0,019) [0,000]	0,157 (0,020) [0,000]
	2000	0,021 (0,010) [0,051]	0,052 (0,001) [0,000]	0,053 (0,001) [0,000]
	2001	0,012 (0,008) [0,163]	0,038 (0,004) [0,000]	0,041 (0,001) [0,000]
	2002	-0,003 (0,016) [0,860]	0,000 (0,016) [0,981]	0,016 (0,009) [0,083]
	2003	-0,048 (0,014) [0,001]	-0,035 (0,007) [0,000]	-0,034 (0,012) [0,005]
	2004	-0,011 (0,012) [0,353]	0,006 (0,007) [0,433]	0,011 (0,009) [0,221]
	2005	-0,060 (0,011) [0,000]	-0,043 (0,006) [0,000]	-0,041 (0,009) [0,000]
	2006	-0,038 (0,011) [0,001]	-0,020 (0,006) [0,001]	-0,018 (0,008) [0,034]
	2007	-0,020 (0,011) [0,066]	-0,008 (0,004) [0,047]	-0,008 (0,007) [0,243]
R^2		0,620	0,605	0,629
Durbin-Watson		2,362	2,325	2,323
Critério de Akaike		-1,839	-1,833	-1,822
Critério de Schwarz		-1,601	-1,651	-1,626
Estatística F [Prob.]		24,036 [0,000]	30,646 [0,000]	31,212 [0,000]

Nota 1: Entre parênteses está o desvio-padrão robusto. Entre colchetes o p-valor, que representa a probabilidade da estimativa ser zero; exceto para os coeficientes C3 e C6, para os quais é apresentada a probabilidade da estimativa ser igual a um;

Nota 2: Tabela elaborada com o auxílio do Eviews 5.0;

O modelo teórico analisado no capítulo 1 estabelece a hipótese de que as empresas tendem a se comportar de maneira mais competitiva diante da concorrência externa. Esta

²⁴ As especificações para as equações (3.8), (3.9) e (3.10) foram aquelas que apresentaram os melhores resultados. A Tabela A. 3, na seção Anexo Estatístico, apresenta as estimativas obtidas com a variável quantidade de trabalhadores como *proxy* do número de horas trabalhadas. Outras regressões alternativas foram testadas com as informações sobre intensidade tecnológica que constam na Tabela A. 1: os resultados da Tabela A. 4 indicam que não há diferença significativa entre as estimativas de *markup* e escala para os setores de média alta e alta tecnologias em nenhuma das três especificações.

hipótese se refletiria em aumento do *markup* do preço sobre o custo marginal após o processo de flexibilização cambial em 1999. O coeficiente C_3 , que mede o *markup* da indústria de transformação brasileira, tem valor estimado elevado e significativamente maior que um, com significância de 5%, para todos os modelos estimados, ou seja, os dados empíricos permitem rejeitar a hipótese de ausência de poder de mercado entre 1996 e 1998. Quanto ao teste de mudança deste coeficiente após a mudança de regime cambial, C_4 , o modelo da equação (3.8) indica um aumento robusto do poder de mercado na indústria, tanto que o *markup* após 1999 é igual a 3,6 (2,11 + 1,49). Após 2002, no entanto, há uma queda não significativa neste coeficiente de acordo com a equação (3.8). Porém, os resultados para o modelo da equação (3.10) não permitem rejeitar a hipótese de que o poder de mercado permaneceu igual ao longo de todo o período.

As estimativas de poder de mercado são elevadas quando comparadas com aquelas encontradas na literatura. Harrison (1994) estimou um *markup* de 1,08 para o conjunto da indústria da Costa do Marfim entre 1979 e 1987, enquanto Hidalgo (2002) encontrou um valor de 1,79 no Brasil entre 1976 e 1998. Em nenhum dos trabalhos estudados foi verificada quebra de estrutura nesse indicador após o aumento da concorrência estrangeira.

Outro argumento do modelo descrito no primeiro capítulo, baseado na Nova Teoria do Comércio Internacional, é que uma economia fechada viabiliza a produção em escalas ineficientes, ou seja, ao privar os produtores domésticos da concorrência estrangeira a proteção não os estimula a obter ganhos de escala. O indicador de 0,55 para economias de escala estimado pelo coeficiente C_6 , que é estatisticamente significativo em (3.8), mostra que até a adoção do câmbio flutuante havia retornos decrescentes de escala na indústria. Não obstante, o indicador de mudança de escala após 1999, C_7 em (3.8), mostra retornos crescentes de escala com uma estimativa de 1,12 após a mudança de regime cambial, o que contraria a discussão realizada anteriormente sobre o comportamento da escala de produção após uma redução do nível de concorrência verificada depois da desvalorização do Real. Pode-se afirmar, ainda, que no período posterior a 2002 houve uma redução da escala de produção, quando a estimativa de 0,72 aponta novamente retornos decrescentes.

Nota-se, assim como CLEZAR (2007), que as mudanças de *markup* e escala mudam na mesma direção após as quebras de estrutura testadas, isto é, quando o poder de mercado cresce a escala de produção também varia no mesmo sentido. Este resultado está de acordo com a Nova Teoria do Comércio Internacional, a qual diz que um aumento da escala de produção gera a redução do número de firmas, sendo que as sobreviventes têm poder de

mercado; mas contraria a hipótese de que uma redução da concorrência estrangeira esteja relacionada simultaneamente com um aumento do *markup* doméstico e redução da escala.

Para analisar detalhadamente o comportamento das estimativas de poder de mercado e economias de escala para cada setor da indústria de transformação serão mostradas, na subseção (3.2.1), através de um modelo semelhante à equação (3.9). A especificação (3.9) não considera as mudanças de *markup* ou escala em 1999 e após 2002, que conforme o modelo (3.8) são significativas para o conjunto da indústria. Os coeficientes estimados através da especificação (3.8) são muito instáveis, provavelmente por causa da pequena quantidade de dados, especialmente no período anterior a 1999. Na subseção (3.2.2) é estudado o comportamento do Resíduo ajustado pelas estimativas de *markup* e escala de produção.

3.2.1 Estimativas de poder de mercado e economias de escala setoriais

A partir da equação (3.3), com a manutenção das quebras estruturais nos anos de 1999 e em 2002 na constante e estimação dos parâmetros de *markup* e escala para todo o período de cada setor da indústria, tem-se a equação (3.11):

$$dy_{jt} = C_0 + C_{1t}D99 + C_{2t}D02 + C_{3j}\alpha_L dl_{jt} + C_{6j}dk_{jt} + v_{jt} \quad (3.11)$$

Os resultados dos testes apresentados na Tabela 14 indicam que o coeficiente angular não difere entre os setores e, por isso, foi estimado o modelo com a constante igual para todos os setores. Assim como na seção anterior, as mudanças da constante ao longo do tempo são significativas, com um crescimento de 5,5 pontos percentuais após 1999 e uma queda de 6,2 pontos percentuais depois de 2002. Novamente, são apresentadas estimativas robustas para o desvio-padrão, de acordo com o método de White, por causa da heterocedasticidade presente nas estimativas setoriais. Também não foi verificado o problema da autocorrelação, conforme o Teste de Wooldridge.

Tabela 14 – Testes para equação (3.11) com *markup* e escala para cada setor

Método	Equação 3.11	
Coefficiente Angular	(C_0)	-0,003 (0,009) [0,737]
Dummy Ano	(C_1) 1999	0,055 (0,022) [0,014]
	(C_2) 2002	-0,062 (0,020) [0,003]
Igualdade das <i>dummies</i>	Setor	F(22, 174) = 1,06 [0,3945]
	Ano	F(10, 174) = 2,55 [0,0068]
	<i>Markup</i>	F(22, 174) = 2,48 [0,0006]
	Escala	F(22, 174) = 1,95 [0,0093]
Testes de Especificação	Teste de Hausman	$\chi^2(22) = 13,99 [0,9018]$
Heterocedasticidade	Breusch-Pagan/Cook-Weisberg	$\chi^2(1) = 1,58 [0,2088]$
	Bartlett	F(22) = 111,903 [0,0000]
	Levene	F(22, 230) = 5,035 [0,0000]
	Brown-Forsythe	F(22, 230) = 3,860 [0,0000]
Autocorrelação	Teste de Wooldridge	F(1, 22) = 0,936 [0,3439]
	Et=et-1	-0,1145 (0,0654) [0,080]
	Durbin-Watson	2,583
Medidas de Ajuste	R ²	0,622
	Critério de Akaike	-1,593
	Critério de Schwarz	-0,909
	Estatística F [Prob.]	7,005 [0,000]

Nota: Tabela elaborada com o auxílio do Stata 10.0 e do Eviews 5.0. Entre parênteses o desvio-padrão robusto e entre colchetes está a probabilidade da estimativa ser zero.

De acordo com os resultados da Tabela 15, o coeficiente C_3 era significativo para quinze dos vinte e três setores estudados, ao nível de 5% de significância. Em uma análise menos rígida, com 10% de significância, permite incluir o setor de Reciclagem com poder de mercado maior que um. De qualquer forma, a elevada taxa de poder de mercado é uma característica comum entre os setores da indústria brasileira entre 1996 e 2007. As maiores estimativas são do setor de Material eletrônico com *markup* de 4,59, Fabricação de automóveis com 4,32 e Alimentos e bebidas com 4,26. Nos outros treze setores o coeficiente significativo era maior do que 2,1. Para os setores de Fumo, Têxteis, Madeira, Refino de petróleo e combustíveis, Minerais não metálicos, Metalurgia básica e Outros equipamentos de transporte não se pode rejeitar, com 90% de confiança, a hipótese de ausência de poder de mercado.

As estimativas de poder de mercado são elevadas como em Hall (1988) e Domowitz (1988). Esses autores encontram *markup* maior que 2,7 para o setor de papel, enquanto as estimativas para economia brasileira o coeficiente foi de 2,615 para o setor de Celulose e Papel, conforme a Tabela 15. Para o setor Têxtil, Hall (1988) estima um coeficiente de 2,58 e Domowitz (1988) de 3,36, o que representa elevado poder de mercado. Para este setor da indústria brasileira, diferentemente, o *markup* não foi significativo. Em Domowitz (1988) o *markup* para o setor de transportes é de 3,46 e para Alimentos 3,01 nos Estados Unidos entre 1958 e 1981; No Brasil, entre 1996 e 2007, as estimativas são de 4,32 para Veículos automotores e de 4,26 para Alimentos e bebidas.

Tabela 15 – Markup por setores da indústria brasileira entre 1996 e 2007

Setores da Indústria de Transformação	Markup
Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	4,264 (0,598) [0,000]
Fabricação de produtos do fumo	-1,707 (2,940) [0,358]
Fabricação de produtos têxteis	0,282 (0,839) [0,393]
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	3,147 (0,689) [0,002]
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	2,322 (0,545) [0,016]
Fabricação de produtos de madeira	3,544 (1,854) [0,172]
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	2,111 (0,415) [0,008]
Edição, impressão e reprodução de gravações	3,659 (0,324) [0,000]
Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool	1,429 (2,902) [0,883]
Fabricação de produtos químicos	3,515 (0,739) [0,001]
Fabricação de artigos de borracha e plástico	2,954 (0,218) [0,000]
Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	2,464 (0,937) [0,120]
Metalurgia básica	1,537 (0,568) [0,345]
Fabricação de produtos de metal - exceto máquinas e equipamentos	2,882 (0,424) [0,000]
Fabricação de máquinas e equipamentos	2,857 (0,320) [0,000]
Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	3,609 (0,857) [0,003]
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	3,065 (0,199) [0,000]
Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações	4,591 (1,242) [0,004]
Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios	2,156 (0,536) [0,032]
Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	4,323 (1,292) [0,011]
Fabricação de outros equipamentos de transporte	-0,291 (2,072) [0,534]
Fabricação de móveis e indústrias diversas	2,940 (0,223) [0,000]
Reciclagem	2,648 (0,910) [0,072]

Nota 1: Entre parênteses está o desvio-padrão robusto. O p-valor, entre colchetes, representa a probabilidade da estimativa ser um;

Nota 2: Tabela elaborada com o auxílio do Eviews 5.0.

A Tabela 16 mostra as estimativas para as economias de escala nos vinte e três setores da indústria brasileira entre 1996 e 2007 sem considerar os impactos das quebras estruturais ocorridas em 1999 e após 2002 que, conforme visto na seção 3.2, são significativas sobre a escala de produção do conjunto da indústria. Apenas quatro setores tiveram um indicador de economias de escala significativamente diferente de um, sendo que para Têxteis com 0,14 e Celulose e Papel com 0,29 a estimativa de retornos decrescentes de escala entre 1996 e 2007. Note-se que este último setor também possuía *markup* positivo, o que implica rejeição da hipótese de concorrência perfeita. O setor Fumo apresenta uma situação particular, pois a estimativa negativa para escala não é explicada em termos econômicos²⁵.

²⁵ Assim como a estimativa negativa, porém não significativa, para o *markup* para este setor. Na próxima seção se analisa o comportamento do Resíduo ajustado pelo *markup* e pela escala, inclusive para o valor negativo significativo para Fumo.

Tabela 16 – Escala de produção para indústria brasileira entre 1996 e 2007

Setores da Indústria de Transformação	Escala
Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	0,650 (0,440) [0,427]
Fabricação de produtos do fumo	-0,095 (0,616) [0,077]
Fabricação de produtos têxteis	0,138 (0,267) [0,002]
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	1,192 (0,351) [0,585]
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	0,718 (0,182) [0,123]
Fabricação de produtos de madeira	0,937 (0,268) [0,813]
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	0,289 (0,216) [0,001]
Edição, impressão e reprodução de gravações	1,254 (0,310) [0,413]
Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool	0,438 (1,251) [0,654]
Fabricação de produtos químicos	0,939 (0,257) [0,814]
Fabricação de artigos de borracha e plástico	0,699 (0,431) [0,485]
Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	0,601 (0,365) [0,275]
Metalurgia básica	0,875 (0,392) [0,750]
Fabricação de produtos de metal - exceto máquinas e equipamentos	1,054 (0,528) [0,918]
Fabricação de máquinas e equipamentos	0,805 (0,131) [0,137]
Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	0,853 (0,984) [0,881]
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	1,325 (0,195) [0,098]
Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações	1,037 (0,255) [0,884]
Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios	1,005 (0,226) [0,982]
Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	1,267 (0,355) [0,453]
Fabricação de outros equipamentos de transporte	0,529 (0,360) [0,192]
Fabricação de móveis e indústrias diversas	0,985 (0,155) [0,923]
Reciclagem	1,278 (0,404) [0,492]

Nota 1: Entre parênteses está o desvio-padrão robusto. O p-valor, entre colchetes, representa a probabilidade da estimativa ser igual a um;

Nota 2: Tabela elaborada com o auxílio do Eviews 5.0.

Apenas para Materiais elétricos a estimativa de 1,33 representa retornos crescentes significativos, com 10% de significância. Conforme mostra a Tabela 15, o poder de mercado neste setor também é significativamente maior que um, isto é, a hipótese de concorrência perfeita pode ser rejeitada. Para os setores Vestuário, Edição e impressão, Produtos de metal, Material eletrônico, Fabricação de veículos e Reciclagem a estimativa de retornos crescentes de escala não é significativa, de acordo com os dados disponíveis. Entretanto, verifica-se *markup* significativo em todos os setores com economias crescentes de escala, mesmo naqueles setores com escala não significativa.

Os resultados apresentados na Tabela 16 são semelhantes àqueles encontrados na literatura. Harrison (1994, p. 66), encontra apenas coeficientes de economias de escala inferiores a um para indústria da Costa do Marfim entre 1979 até 1987. As estimativas de economias de escala de Ferreira e Guillén (2004, p. 526), para indústria do Brasil entre 1985 a

1997, são inferiores a um, e treze dos dezesseis estudados têm coeficiente negativo²⁶. Kee (2002) também encontra retornos decrescentes de escala significativos para alguns setores, como para transportes e para têxteis na Tabela 1, apresentada na seção 1.3.

3.2.2 Resíduo ajustado pelo *markup* e pela escala da indústria

O propósito inicial deste capítulo era apresentar estimativas para a produtividade total de fatores sob a consideração de concorrência imperfeita e retornos não constantes de escala para os vinte e três setores da indústria de transformação estudados. Por isso, nesta subseção descreve-se o comportamento do Resíduo ajustado pelos coeficientes de *markup* e escala, estimados na seção anterior, de acordo com a equação (3.12):

$$dy_{jt} - \mu_j \alpha_L dl_{jt} - \beta_j dk_{jt} = \phi = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} \quad (3.12)$$

Na Tabela 17, a média da produtividade ajustada observada nos setores da indústria mostra um crescimento de 1,9% ao ano no período entre 1996 e 2007. Nota-se, contudo, que essa taxa positiva se deve ao elevado crescimento de 5,1% após a flexibilização do câmbio até 2002. Já para os períodos entre 1996 e 1998 e de 2003 e 2007 a medida de produtividade não apresenta uma mudança considerável. Ao se comparar estes resultados com a Tabela 8, percebe-se que a desconsideração do poder de mercado e economias de escala gera uma superestimação da queda da produtividade entre 1996 e 1998; subestimação do crescimento até 2002; na parte final da amostra, a medida não ajustada tinha um crescimento de 3,1% ao ano, enquanto a medida ajustada revela que houve um crescimento muito inferior²⁷.

A superestimação da queda da produtividade entre 1996 e 1998 pode ser percebida nos desempenhos dos setores Têxteis e Couro e calçados e Material eletrônico. No setor de Têxteis, a redução de 11,9 % ao ano mudou para crescimento de 4,7% devido à estimativa de retornos decrescentes de escala na ordem de 0,14. Já para o setor Couro e calçados, a

²⁶ Nos trabalhos de Harrison (1994) Ferreira e Guillén (2004), os modelos que estimam as economias de escala, além de mostrarem resultados contrários ao teoricamente esperado, geram estimativas menos robustas para o *markup* e, por isso, são preteridos pelos autores e também não exibidos na Tabela 2.

²⁷ O cálculo do Resíduo de Solow ajustado pelo poder de mercado e pela escala de produção considera as estimativas significativas ao nível de 10% de significância. Com 5% de significância, o *markup* é maior que um em quinze setores, mas com 10% a estimativa para Reciclagem se torna significativa. A análise padrão, com 5% de significância, implica assumir que os Resíduos de Solow para esse setor é aquele apresentado na Tabela 8. Com 10% de significância, apenas o setor Materiais elétricos apresenta economia de escala maior que um. A medida de produtividade ajustada apenas pelo *markup* neste setor, dado retornos constantes com 5% de significância, mostra uma taxa de crescimento de 7,2% entre 1996 e 1998; 2,7% entre 1999 e 2002; e 0,4% entre

estimativa significativa de 2,3 de *markup* ajusta o Resíduo de Solow de -10,9% para -4,1%. Para o setor Material eletrônico, o elevado *markup* significativo de 4,6 foi suficiente para atenuar a queda de -24% para -9,5% ao ano. Para Equipamentos de informática o *markup* de 3,6 permite revisar o elevado ganho de produtividade de 17% para uma queda de 1,83% no período.

Tabela 17 – Variação do Resíduo ajustado pelo *markup* e escala, 1996-2007 (em %)

Setor da Indústria de Transformação	1996-1998	1999-2002	2003-2007	1996-2007
Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	2,0	5,5	-1,4	1,7
Fabricação de produtos do fumo	-6,9	10,4	-1,8	1,5
Fabricação de produtos têxteis	4,7	5,9	0,6	3,2
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	4,3	1,1	-0,1	1,1
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	-4,1	4,8	-4,7	-1,3
Fabricação de produtos de madeira	-15,3	10,8	-1,9	-0,2
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	0,6	4,6	-0,6	1,5
Edição, impressão e reprodução de gravações	-1,4	1,5	1,5	1,0
Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool	-1,8	7,1	2,8	3,5
Fabricação de produtos químicos	1,9	2,6	1,8	2,1
Fabricação de artigos de borracha e plástico	-1,2	3,7	-0,1	1,1
Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	11,3	4,9	2,5	4,9
Metalurgia básica	-2,3	1,8	0,2	0,3
Fabricação de produtos de metal - exceto máquinas e equipamentos	0,7	3,5	0,3	1,5
Fabricação de máquinas e equipamentos	-1,1	6,3	-1,3	1,4
Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	-1,8	13,7	-3,5	2,7
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	3,9	1,0	-2,2	0,1
Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações	-9,5	8,0	-2,0	0,0
Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios	-1,8	3,9	-1,3	0,5
Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	-0,8	8,1	1,6	3,5
Fabricação de outros equipamentos de transporte	-0,7	2,7	-12,4	-5,0
Fabricação de móveis e indústrias diversas	-3,0	3,6	-0,6	0,4
Reciclagem	3,8	2,5	-1,1	1,1
Média Ponderada pelo VTI	-0,1	5,1	0,3	1,9

Nota: Resultados obtidos a partir da aplicação da equação (3.12).

A subestimação de mais de três pontos percentuais na média da indústria, no período entre 1999 e 2002, ocorre mais acentuadamente nos setores Química, Borracha e plástico e Material eletrônico. Para indústria Química, a medida de produtividade, de acordo com o Resíduo de Solow, era de -3,7% ao ano, enquanto a medida ajustada indica um crescimento de 2,6%; para Borracha e plástico o ajuste foi de -4,2% para +3,65%; e no setor de Material eletrônico de -3,4% para +8%. Além desses, outros seis setores apresentaram uma subestimação superior a cinco pontos percentuais.

2003 e 2007. No período total, a taxa passa de 0,1% com economias de escala, conforme a Tabela 17, para 2,4% com economias constantes de escalas com 5% de significância.

Na parte final da amostra, entre 2003 e 2007, a medida de produtividade foi ajustada para baixo em quinze dos vinte e três setores. As reduções podem ser vistas mais facilmente nos setores Alimentos, cujo ajuste foi de +5,1% para +1,7%; Vestuário, de +6,5% para +1,1%; e Borracha e plástico, de 6,2% para +1,1%. Houve ainda uma redução maior que cinco pontos percentuais nos setores Celulose e papel, Edição e impressão e Química. A medida de produtividade ajustada pelo *markup* e escala dos setores de Têxteis, Couro e calçados e Material eletrônico, ao contrário, aumentou mais de dois pontos percentuais.

O objetivo deste capítulo era calcular a produtividade total de fatores para cada um dos vinte e três setores da indústria de transformação brasileira na situação de concorrência imperfeita e economias de escala e verificar, ainda, a existência de quebras estruturais nas taxas de *markup* e escala depois mudança de regime cambial em 1999 e após 2002. Em síntese, os resultados para o conjunto da indústria brasileira indicam elevado poder de mercado até 1999 e, conforme esperado, aumento com a desvalorização do Real que ocorreu entre 1999 e 2002. Com a retomada da valorização da moeda nacional, o *markup* tem uma redução não significativa. As estimativas indicam retornos decrescentes de escala entre 1996 e 1998, retornos crescentes de 1999 até 2002 e novamente retornos decrescentes entre 2003 e 2007. A produtividade estimada, por sua vez, teve um elevado crescimento em 1999 e taxas negativas após 2003.

Na análise setorial não foi possível estimar as quebras de estrutura encontradas para o conjunto da indústria. Não obstante, em dezesseis do total de vinte e três setores a estimativa de *markup* foi significativa e com valor elevado. Para os setores Alimentos, Material eletrônico e Veículos o poder de mercado estimado foi superior a 4,2. Os coeficientes que medem a escala de produção apontavam retornos decrescentes para Têxteis e Celulose e papel; e retornos crescentes apenas para Materiais elétricos.

Os ajustes de poder de mercado e escala na medida de produtividade foram mais notáveis na média da indústria durante o período de desvalorização do Real, entre 1999 e 2002. Os elevados *markups* estimados para diversos setores elevaram a taxa de crescimento da produtividade de 1,9% para 5,1% ao ano. A direção desse viés é causada, sobretudo, pela grande queda da remuneração do trabalho no período. Entre 2003 e 2007 o fenômeno inverso ocorreu: a medida de produtividade passou de +1,6% para -0,9% ao ano em função do aumento relativamente maior na remuneração da mão-de-obra.

Na análise setorial, a ausência de concorrência perfeita também provocou mudanças consideráveis em diversos setores. Por exemplo, o *markup* de 4,6 estimado para o setor Material eletrônico representou o ajuste no Resíduo de Solow de -24% para -9,5% ao ano

entre 1996 e 1998; de 1999 até 2002 a correção foi de -3,4% para 8%, novamente, a queda na remuneração do trabalho explica a direção do viés; já no período 2003-2007 a queda de 8,8% mudou para uma redução de apenas 2% ao ano.

Para o setor Têxtil, diferentemente, a hipótese de ausência de poder de mercado não pode ser rejeitada, porém as estimativas indicam retornos decrescentes de escala. Dessa forma, a medida de produtividade foi corrigida de -11,85% para +4,7% entre 1996 e 1998, isso ocorreu porque o elevado crescimento do estoque de capital utilizado agora é ponderado por 0,14 (retornos decrescentes). O ajuste no Resíduo de Solow entre 1999 e 2002 de -1,5% para +5,9% ao ano pode ser explicado da mesma maneira. Já no período de retomada de valorização do Real, 2003-2007, o estoque de capital utilizado não aumentou de forma expressiva e o ajuste foi de -1,9% para 0,55% ao ano.

CONCLUSÃO

Desde que surgiu, o Resíduo de Solow (1957) é frequentemente utilizado como uma medida de produtividade. A relativa facilidade de encontrar o Resíduo é um dos principais atrativos, pois basta subtrair do crescimento do produto a mudança de utilização dos insumos trabalho e capital, ponderados pelas respectivas participações no produto. A restrição da metodologia original é o pressuposto de ausência de poder de mercado e economias constantes de escala. A utilização de barreiras tarifárias e não tarifárias possibilitaria a oferta nacional de produtos para os quais o país não possui vantagem comparativa. As distorções no mercado doméstico de tais políticas comerciais se refletiriam em poder de mercado das firmas domésticas e produção em escalas ineficientes.

Os desenvolvimentos da, assim chamada, Nova Teoria do Comércio Internacional tratavam da lacuna deixada pelo escopo tradicional com concorrência perfeita. A concorrência imperfeita é a situação na qual a produção com custos marginais decrescentes possibilita que um número reduzido de firmas atenda integralmente o mercado e, além disso, elas podem cobrar um *markup* correspondente ao seu poder de mercado. Os trabalhos empíricos apontam que a imposição de tarifas e quotas de importação realmente provoca o aumento de poder de mercado em alguns setores e a redução destas barreiras está associada com ganhos de produtividade e reduções de *markup*. Não obstante, poucos são os artigos que mostram com sucesso a presença de retornos decrescentes, sendo em que nenhum deles é testado o comportamento da escala de produção depois da abertura comercial.

A abertura comercial no Brasil começou no final dos anos 1980 e nos primeiros anos da década seguinte as barreiras tarifárias e não-tarifárias já haviam sido reduzidas consideravelmente. Com a política comercial menos agressiva, as mudanças de tendência da taxa de câmbio se tornaram mais relevantes para o desempenho da indústria, tanto que foram destacados três períodos distintos, com diferença na tendência cambial: (i) câmbio controlado

através de bandas cambiais; (ii) em 1999 há mudança de regime cambial e ocorre desvalorização do Real; (iii) depois de 2002 há uma tendência de valorização da moeda nacional. O período entre 1999 e 2002 foi marcado por queda de produção em importantes setores, mas a expansão da produção da média da indústria não reduziu muito. A renda do trabalho caiu em grande parte dos setores depois de 1999, porém houve crescimento após 2002. A taxa de estoque de capital utilizado teve seu período de menor crescimento entre 1999 e 2002.

Os resultados para o conjunto da indústria brasileira indicam elevado poder de mercado até 1999 e aumento com a desvalorização do Real até 2002. Com a valorização do Real, a partir de 2003, o *markup* tem uma redução não significativa. As estimativas indicam retornos decrescentes de escala entre 1996 e 1998, retornos crescentes de 1999 até 2002 e novamente retornos decrescentes entre 2003 e 2007. Nota-se que o comportamento do *markup* e da escala mudaram na mesma direção após as quebras de estruturas testadas. A produtividade estimada pelo modelo, por sua vez, teve um elevado crescimento em 1999 e taxas negativas após 2002.

No Brasil, entre 1996 e 2007, as estimativas de poder de mercado foram significativas e com valor elevado em dezesseis do total de vinte e três setores. O *markup* estimado foi superior a 4,2 para os setores de Alimentos, de Material eletrônico e de Veículos. Os coeficientes que medem a escala de produção foram significativos em apenas três setores e indicam retornos decrescentes para Têxteis e Celulose e Papel, e retornos crescentes apenas para Materiais elétricos. Contudo, na análise setorial não foi possível estimar as quebras de estrutura encontradas para o conjunto da indústria, tanto nas taxas de *markup* quanto na escala de produção depois mudança de regime cambial em 1999 e após 2002.

Os ajustes de poder de mercado e escala sobre a medida de produtividade resultaram em maiores mudanças na média da indústria durante o período de desvalorização do Real, entre 1999 e 2002. Os elevados *markups* estimados para diversos setores elevaram a taxa de crescimento da produtividade de 2,8%, de acordo com a medida tradicional, para 5,3% ao ano com os ajustes de *markup* e escala, por causa, sobretudo, da grande queda da remuneração do trabalho nesse período. Entre 2003 e 2007, ocorre um fenômeno inverso: a produtividade corrigida de +1,6% para -0,9% ao ano em função do aumento relativamente maior na remuneração da mão-de-obra. A análise setorial mostra que os setores com elevado poder de mercado e grandes mudanças na remuneração do trabalho tiveram um maior ajuste no Resíduo de Solow, enquanto os retornos decrescentes de escala corrigiram para cima a produtividade daqueles setores com maior crescimento do capital utilizado.

O êxito relativo em estimar os coeficientes de *markup* e economias de escala para os setores da indústria brasileira e as poucas evidências de quebras estruturais nestes parâmetros indicam a necessidade de ampliar o escopo deste estudo. Sugere-se o aprofundamento da análise para o caso do Brasil, com dados mais desagregados, de melhor qualidade e/ou mais recentes. Recomenda-se também a utilização do método de variáveis instrumentais para corrigir a correlação entre o resíduo e as variáveis independentes, como apontado pela literatura abordada nesse trabalho. Outra aplicação interessante seria o estudo da relação entre exposição das firmas à concorrência e produtividade em nível de Estados da Federação. Esses são temas interessantes para investigação futura.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BALTAGI, Badi H. **Econometric Analysis of Panel Data**. 3^a Edição. Chichester: John Wiley & Sons, 2005. 302p.
- BARRO, Robert J., SALA-I-MARTIN, Xavier. **Economic Growth**. 2^a Edição. Cambridge: MIT Press, 2004. 654 p.
- BONELLI, Régis. **Ensaio sobre política econômica e industrialização no Brasil**. Rio de Janeiro: SENAI, 1996. 259 p.
- BONELLI, Régis, FONSECA, Renato. **Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira**. Texto para Discussão do IPEA, Rio de Janeiro, n. 557, 49 p., 1998.
- BOWEN, Harry P., HOLLANDER, Abraham, VIAENE, Jean-Marie. **Applied International Trade Analysis**. Michigan: Michigan Press, 1998. 654 p.
- CARDOSO, Eliana. A inflação no Brasil. In: MOURA, Alkimar R. (Org.). **PAEG e Real: dois planos que mudaram a economia brasileira**. Rio de Janeiro: FGV Editora, 2007. p. 95-140.
- CASTILHO, Marta dos R., RUIZ, Ana U., MELO, Michele. **Evolução da proteção efetiva no Brasil, 2000-2005**. In: 37^o Encontro Nacional de Economia. Foz do Iguaçu: ANPEC. 20 p., 2009.
- CLEZAR, Rômulo Viana. **Abertura, Concorrência, Escala e Produtividade da Indústria de Transformação Brasileira, 1985-1997**. 2007. 86 f. Monografia (Graduação em Economia) – Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo.
- DOMOWITZ, Ian, HUBBARD, R. Glen, PETERSEN, Bruce C. Market structure and cyclical fluctuations in U.S. manufacturing. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 70. p. 55-66, fevereiro 1988.
- DRUKKER, David A. Testing for serial correlation in linear panel-data. **The Stata Journal**, v. 3, n. 2. p. 168–177, 2003.
- EITHER, Wilfred J. Internationally decreasing costs and world trade. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 9, p. 1-24, 1979.

- FEENSTRA, Robert C. **Advanced International Trade: theory and evidence**. New Jersey: Princeton University Press, 2004. 484 p.
- FERREIRA, Pedro Cavalcanti, GUILLÉN, Osmani Teixeira de Carvalho. Estrutura competitiva, produtividade industrial e liberalização comercial no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, n. 58 (4), p. 507-532, outubro-dezembro 2004.
- FRANCO, Gustavo H. B. A inserção externa e o desenvolvimento. **Revista de Economia Política**, v. 18, n. 3 (71), p. 121-147, julho-setembro 1998.
- FURTADO, Celso. **Formação econômica do Brasil**. 30ª ed. São Paulo: Nacional, 2001. 248 p.
- GRAHAM, Frank D. Some aspects of protection further considered. **Quarterly Journal of Economics**, v. 37, n. 2, p. 199-227, 1923.
- GREMAUD, Amaury Patrick. VASCONCELLOS, Marco Antonio Sandoval de. TONETO JUNIOR, Rudinei. **Economia brasileira contemporânea**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 2004. 626 p.
- GROSSMAN, Gene M., HELPMAN, Elhanan. Trade, innovation, and growth. **American Economic Review**, Nashville, Papers and Proceedings 80, n. 2, p. 86-91, 1990.
- GROSSMAN, Gene M., HELPMAN, Elhanan. **Innovation and growth in the global economy**. Cambridge: MIT Press, 1991. 359 p.
- HALL, Robert E. The relation between price and marginal cost in U.S. industry. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 96, n. 5, p. 921-947, 1988.
- HALL, Robert E., JONES, Charles I. Why do some countries produce so much more output per worker than others? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 114, n. 1, p. 83-116, Fevereiro 1999.
- HARRISON, Ann Elizabeth. Productivity, imperfect competition, and trade reform: theory and evidence. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 36, p. 53-73, 1994.
- HELPMAN, Elhanan, KRUGMAN, Paul R. **Market Structure and foreign trade: increasing returns, imperfect competition, and the international economy**. Cambridge: MIT Press, 1985. 271 p.
- HELPMAN, Elhanan, KRUGMAN, Paul R. **Trade Policy and Market Structure**. Cambridge: MIT Press, 1989. 205 p.
- HIDALGO, Álvaro Barrantes. O processo de abertura comercial brasileira e o crescimento da produtividade. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 6, n. 1, p. 79-95, 2002.
- JOHNSTON, Jack, DINARDO, John. **Métodos Econométricos**. 4ª. Ed. Lisboa: McGraw-Hill, 2001. 573 p.
- JONES, Charles I. **Introdução à teoria do crescimento econômico**. Rio de Janeiro: Campus, 2000. 178 p.
- JONES, Hymel G. **Modernas teorias do crescimento econômico: uma introdução**. São Paulo: Atlas, 1979. 265 p.

- KEE, Hiau Looi. **Markups, Returns to Scale and Productivity: a case study of Singapore's manufacturing sector**. World Bank Working Paper, n. 2857, 37 p. 2002.
- KEMP, Murracy C. NEGISHI, Takashi. Variable returns to scale, commodity taxes, factor market distortions and their implications for trade gains. **Swedish Journal of Economics**, v. 72, p. 1-11, 1970.
- KLETTE, Tor Jakob. Market Power, Scale Economies and Productivity: Estimates from a Panel of Establishment Data. **The Journal of Industrial Economics**, v. 47, n. 4, p. 451-476, 1999.
- KUME, Honório. **A política de importação no Plano Real e a estrutura de proteção efetiva**. Texto para Discussão do IPEA, Rio de Janeiro, n. 423, p. 1-23, Maio 1996.
- KUME, Honório, CORSEUIL, Carlos Henrique. **A abertura comercial brasileira nos anos 1990: impactos sobre emprego e salário**. Rio de Janeiro: MTE/IPEA, 2003. 212 p.
- KUME, H., PIANI, G. e MIRANDA, P. Política comercial, instituições e crescimento econômico no Brasil. In: Honorio Kume (Org.). **Crecimiento económico, instituciones, política comercial y defensa de la competencia en el Mercosur**. 1 ed. Montevideo: Red Mercosur, v. 11, 2008. p. 97-155.
- LEVINSOHN, James A. Testing the Imports-as-Market-Discipline Hypothesis. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 35, p. 01-22, 1993.
- METCALFE, J. S. e STEEDMAN, I. On Foreign Trade. **Economia Internazionale**, vol.24, October/November 1973.
- PINHEIRO, Armando Castelar, ALMEIDA, Guilherme Bacha de. **Padrões Setoriais da Proteção na Economia Brasileira**. Texto para Discussão do IPEA, Rio de Janeiro, n. 355, p. 1-23, Outubro de 1994.
- SAMUELSON, Paul A. Trade Pattern Reversals in Time-Phased Ricardian Systems and Intertemporal Efficiency. **Journal of International Economics**, v. 5, p. 309-63, 1975.
- SMITH, Adam. **A riqueza das nações: Investigação sobre sua natureza e suas causas**. v. 1, 3. ed. São Paulo: Nova Cultural, 1988. 415 p.
- SOLOW, Robert M. Technical change and the aggregate production function. **The Review of Economics and Statistics**, v. 39, p. 312-20, 1957.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge: The MIT Press, 2002. 735 p.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à Econometria: uma Abordagem Moderna**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006. 684 p.
- YOUNG, Alwyn. The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the east asian growth experience **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 3, p. 641-680, Agosto 1995.

ANEXO ESTATÍSTICO

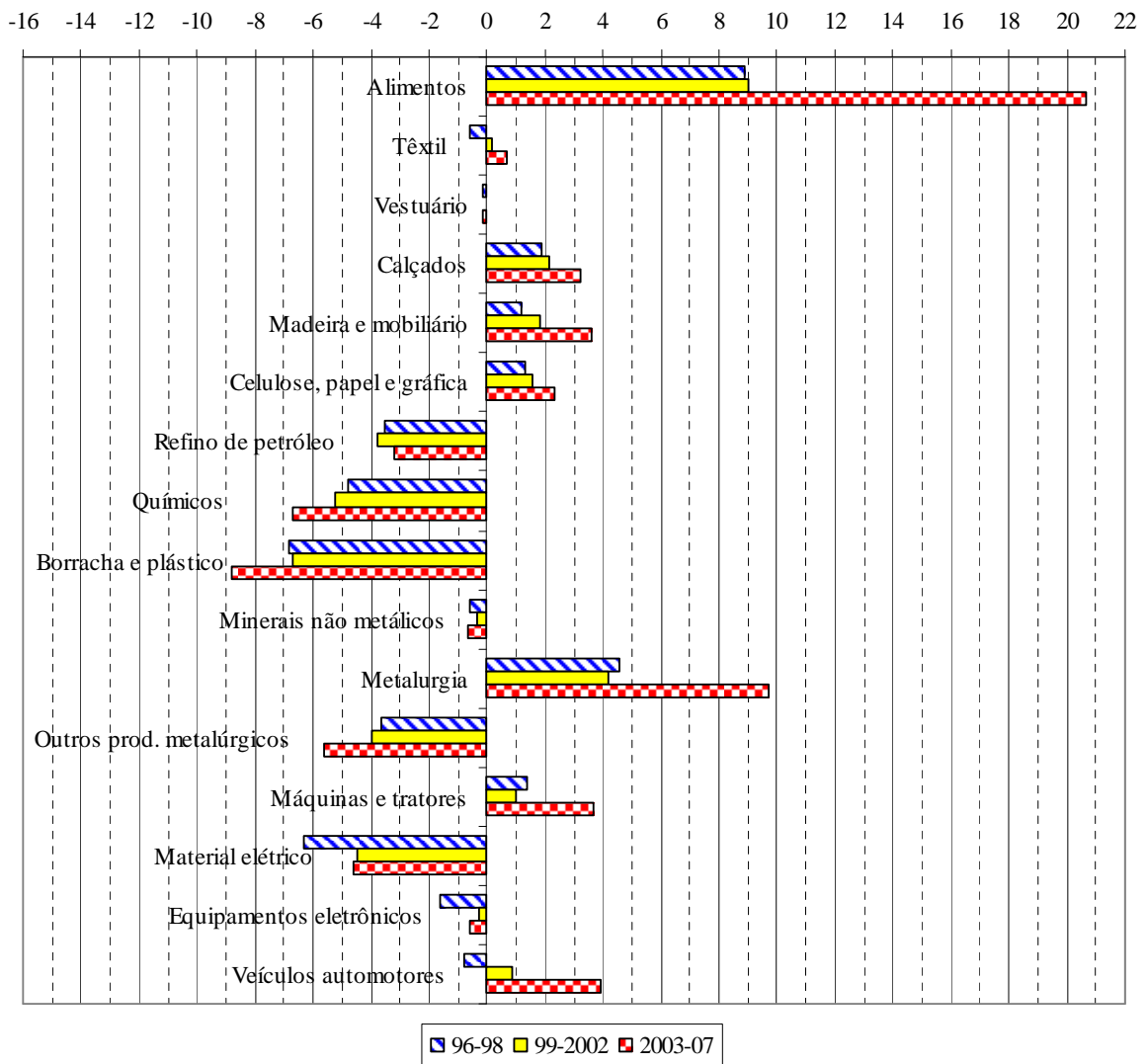
Quadro A. 1 – Resumo da literatura sobre produtividade e abertura comercial

Abertura	País	Período	Dados (Anuais)	
			Cross-section	Materiais? ^(a)
Hall (1988)	EUA	1953-1984	26 Setores	Não
Domowitz <i>et al</i> (1988)	EUA	1958-1981	19 Setores	Sim
Levinsohn (1993)	Turquia	1983-1986	745 Empresas	-
Harrison (1994)	Costa do Marfim	1979-1987	≈ 500 Empresas	Sim
Klette (1999)	Noruega	1980-1990	5910 Empresas	Sim
Kee (2002)	Singapura	1974-1992	31 Setores	Não
Hidalgo (2002)	Brasil	1976-1998	Agregado	Não
Ferreira e Guillén (2004)	Brasil	1985-1997	16 Setores	Não

(a) Se o autor não utiliza dados de materiais (insumos intermediários), deve ser utilizada uma medida de valor adicionado, em vez do produto.

Quadro A. 2 – Fonte dos Dados

Variável	Descrição	Fonte
Valor da transformação industrial (VTI)	Corresponde a diferença entre valor bruto da produção industrial e o custo das operações industriais.	PIA/IBGE.
Valor bruto da produção industrial	Corresponde a soma das vendas de produtos e serviços industriais (receita líquida industrial), variação dos estoques dos produtos acabados e em elaboração, e produção própria realizada para o ativo imobilizado.	PIA/IBGE.
Custos das operações industriais	Custos ligados diretamente à produção industrial, ou seja, é o resultado da soma do consumo de matérias-primas, materiais auxiliares e componentes, da compra de energia elétrica, do consumo de combustíveis e peças e acessórios; e dos serviços industriais e de manutenção e reparação de máquinas e equipamentos ligados à produção prestados por terceiros.	PIA/IBGE.
Total de salários, retiradas e outras remunerações (TS)	Correspondem às importâncias pagas no ano, a título de salários fixos, pró-labore, retiradas de sócios e proprietário, honorários, comissões sobre vendas, ajuda de custo, décimo terceiro salário, abono de férias, gratificações e participação nos lucros.	PIA/IBGE.
Participação da mão-de-obra no produto	Razão entre TS e VTI.	
Ativo imobilizado – Aquisições	Corresponde ao custo das aquisições e da produção própria para o ativo imobilizado.	PIA/IBGE.
Ativo imobilizado – Melhorias	Corresponde ao custo das melhorias para o ativo imobilizado. São consideradas como melhorias as benfeitorias e os melhoramentos	PIA/IBGE.
UCI	Utilização da Capacidade Instalada	FGV.
IPA-OG	Índice de Preços por Atacado – Oferta Global.	FGV.



Nota: Exportações (FOB) menos Importações (FOB)

Fonte: FUNCEX

Figura A. 1 – Saldo da Balança Comercial média entre 1996 e 2007 (em US\$ bilhões)

Quadro A. 3 – Relação dos Coeficientes Estimados

Coeficiente	Descrição
C_0	Intercepto do modelo, representa o nível de produtividade para o período anterior a 1999;
C_1 e C_2	Indicam a mudança de produtividade após a mudança de regime cambial e após 2002, respectivamente. No entanto, se observa que o método de efeitos fixos não permite a estimação destes coeficientes;
C_3	<i>Markup</i> para o período anterior a 1999;
C_4	Indica o efeito causado pela adoção do câmbio flutuante sobre a concorrência doméstica;
C_5	Mostra o impacto após 2002 sobre o <i>markup</i> doméstico;
C_6	Indicador de economias de escala;
C_7	Se for significativo, mostra o impacto do câmbio flutuante sobre as escalas de produção;
C_8	Caso tenha mudado significativamente a escala de produção após 2002, este coeficiente indica a magnitude e a direção.

Nota: na seção 3.1 encontra-se uma descrição detalhada de cada coeficiente, bem como o comportamento teórico esperado.

Tabela A. 1 – Parcela do VTI de cada setor sobre o total da indústria (em %)

Setores da Indústria de Transformação	Tecno.	1996	2002	2007
15 Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	Baixa	17,61	16,79	15,98
16 Fabricação de produtos do fumo	Baixa	1,12	0,88	0,75
17 Fabricação de produtos têxteis	Baixa	3,34	2,53	1,98
18 Confeção de artigos do vestuário e acessórios	Baixa	2,35	1,53	1,86
19 Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	Baixa	2,29	2,18	1,56
20 Fabricação de produtos de madeira	Baixa	1,13	1,45	1,37
21 Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	Baixa	3,82	4,65	3,49
22 Edição, impressão e reprodução de gravações	Baixa	5,03	3,33	2,90
23 Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool	Média	7,14	13,06	15,89
24 Fabricação de produtos químicos	Média	12,95	11,51	10,74
25 Fabricação de artigos de borracha e plástico	Média	4,15	3,33	3,40
26 Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	Média	3,48	4,02	3,10
27 Metalurgia básica	Média	5,53	7,22	8,24
28 Fabricação de produtos de metal – exceto máquinas e equipamentos	Média	3,90	3,26	3,68
29 Fabricação de máquinas e equipamentos	Média	6,96	6,26	6,28
30 Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	Alta	0,50	0,74	0,67
31 Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	Alta	2,69	2,34	2,55
32 Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações	Alta	3,63	2,82	1,92
33 Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios	Alta	0,87	0,82	0,88
34 Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	Média	8,31	7,19	8,87
35 Fabricação de outros equipamentos de transporte	Média	0,86	2,12	2,09
36 Fabricação de móveis e indústrias diversas	Baixa	2,30	1,92	1,70
37 Reciclagem	Baixa	0,04	0,06	0,10

Tabela A. 2 – Regressões estimadas através do método de efeitos fixos

Coeficiente		Equação 3.5	Equação 3.6	Equação 3.7
Produtividade	C0	0,024 (0,012) [0,047]	0,002 (0,011) [0,834]	0,002 (0,001) [0,002]
Markup	C3	2,147 (0,308) [0,000]	3,316 (0,313) [0,000]	3,073 (0,383) [0,000]
	Impacto 1999	C4	1,482 (0,385) [0,000]	-
	Impacto 2002	C5	-0,527 (0,498) [0,291]	-
Retornos de Escala	C6	0,641 (0,191) [0,061]	1,009 (0,178) [0,962]	1,000
	Impacto 1999	C7	0,564 (0,192) [0,004]	-
	Impacto 2002	C8	-0,425 (0,174) [0,016]	-
R ²		0,620	0,619	0,644
Log Verossimilhança		249,607	249,217	249,526
Durbin-Watson		2,362	2,404	2,423
Critério de Akaike		-1,839	-1,693	-1,688
Critério de Schwarz		-1,601	-1,205	-1,185
Estatística F [Prob.]		24,036 [0,000]	10,396 [0,000]	11,215 [0]

Nota 1: Entre parênteses está o desvio-padrão robusto. Entre colchetes o p-valor, que representa a probabilidade da estimativa ser zero; exceto para os coeficientes C3 e C6, para os quais apresenta-se a probabilidade da estimativa ser um;

Tabela A. 3 – Resultados das equações (3.8), (3.9) e (3.10) com número de trabalhadores

Coeficiente		Equação 3.8	Equação 3.9	Equação 3.10
Produtividade	C0	0,063 (0,008) [0,000]	0,051 (0,008) [0,000]	0,056 (0,006) [0,000]
<i>Markup</i>	C3	1,787 (0,596) [0,003]	2,166 (0,413) [0,000]	3,014 (0,282) [0,000]
Impacto 1999	C4	0,090 (0,989) [0,928]	-	-1,375 (0,794) [0,084]
Impacto 2002	C5	0,290 (0,981) [0,768]	-	1,139 (0,893) [0,203]
Retornos de Escala	C6	0,519 (0,316) [0,102]	0,810 (0,145) [0,000]	1,000
Impacto 1999	C7	0,607 (0,356) [0,090]	-	-
Impacto 2002	C8	-0,575 (0,263) [0,030]	-	-
R ²		0,368	0,337	0,386
		185,293	179,294	180,613
Durbin-Watson		2,278	2,309	2,261
Critério de Akaike		-1,330	-1,315	-1,317
Critério de Schwarz		-1,093	-1,133	-1,122
Estatística F [Prob.]		8,578 [0,000]	10,166 [0,000]	11,565 [0,000]

Nota 1: Entre parênteses está o desvio-padrão robusto. Entre colchetes o p-valor, que representa a probabilidade da estimativa ser zero; exceto para os coeficientes C3 e C6, para os quais é apresentada a probabilidade da estimativa ser igual a um. Todas estimativas incluem *dummies* anuais.

Nota 2: Tabela elaborada com o auxílio do Eviews 5.0.

Tabela A. 4 – Regressões para diferenças de intensidade tecnológica

Coeficiente		Equação 3.8	Equação 3.9	Equação 3.10
Produtividade	C0	0,031 (0,018) [0,083]	0,008 (0,017) [0,656]	0,003 (0,016) [0,871]
<i>Markup</i>	C3	1,995 (0,372) [0,058]	3,267 (0,369) [0,000]	3,253 (0,318) [0,000]
Tec. Média		-0,165 (0,372) [0,657]	-0,125 (0,390) [0,749]	-0,190 (0,326) [0,560]
Tec. Alta				
Tec. Alta		0,156 (0,439) [0,723]	0,130 (0,481) [0,787]	0,018 (0,375) [0,962]
Impacto 1999	C4	1,610 (0,346) [0,011]	-	0,295 (0,542) [0,586]
Impacto 2002	C5	-0,464 (0,514) [0,367]	-	-0,069 (0,484) [0,886]
Retornos de Escala	C6	0,468 (0,216) [0,014]	0,887 (0,131) [0,387]	1,000
Tec. Média		0,053 (0,177) [0,763]	0,027 (0,187) [0,884]	
Tec. Alta				
Tec. Alta		0,106 (0,244) [0,664]	0,070 (0,258) [0,787]	
Impacto 1999	C7	0,600 (0,256) [0,019]	-	-
Impacto 2002	C8	-0,383 (0,220) [0,082]	-	-
R ²		0,621	0,606	0,630

Nota 1: Entre parênteses o desvio-padrão robusto. O p-valor, entre colchetes, representa a probabilidade da estimativa ser zero; exceto para os coeficientes C3 e C6, para os quais apresenta-se a probabilidade da estimativa ser um;