



**Universidade do Estado do Rio de Janeiro**  
Centro de Ciências Sociais  
Faculdade de Ciências Econômicas


Felipe de Melo Gil Costa

**Impactos da abertura comercial na margem de lucro da indústria brasileira de  
transformação entre 1990 e 1996: uma análise em dados de painel**

Rio de Janeiro  
2010

Felipe de Melo Gil Costa

**Impactos da abertura comercial na margem de lucro da indústria brasileira de transformação entre 1990 e 1996: uma análise em dados de painel**



Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Internacional

Orientador: Maria Beatriz de Albuquerque David

Rio de Janeiro

2010

CATALOGAÇÃO NA FONTE  
UERJ/REDE SIRIUS/BIBLIOTECA CCS/B

C837 Costa, Felipe de Melo Gil.

Impactos da abertura comercial na margem de lucro da indústria brasileira de transformação entre 1990 e 1996: uma análise em dados de painel / Felipe de Melo Gil Costa. – 2010. 106f.

Orientadora: Maria Beatriz de Albuquerque David.  
Dissertação (Mestrado) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas.  
Bibliografia: f. 72-74.

1. Comércio exterior – Brasil – Teses 2. Política comercial – Brasil – Teses. 3. Economia – Brasil – Teses. I. David, Maria Beatriz de Albuquerque. II. Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Faculdade de Ciências Econômicas. III. Título.

CDU 382.1(81)

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta dissertação.

---

Assinatura

---

Data

Felipe de Melo Gil Costa

**Impactos da abertura comercial na margem de lucro da indústria brasileira de transformação entre 1990 e 1996: uma análise em dados de painel**

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação da Faculdade de Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Internacional.

Aprovada em

Banca Examinadora:

---

Prof. Dr. Maria Beatriz de Albuquerque David (Orientador)  
Faculdade de Ciências Econômicas – UERJ

---

Prof. Dr. Lia Cecília Baker Fonseca Valls Pereira  
Faculdade de Ciências Econômicas – UERJ

---

Prof. Dr. Jorge Nogueira de Paiva Britto  
Universidade Federal Fluminense – UFF

Rio de Janeiro  
2010

## **AGRADECIMENTOS**

Gostaria de agradecer aos meus pais, Gil e Cristina, meus avós e padrinhos pelo apoio e incentivo dados ao longo de toda minha vida, sobretudo durante a vida acadêmica.

À minha orientadora, a professora Maria Beatriz de Albuquerque David, por todo conhecimento, idéias transmitidas, sugestões, paciência e apoio na elaboração deste trabalho.

Ao professor doutor Honório Kume, o qual foi de grande importância para esta dissertação.

Aos professores doutores Lia Cecília Baker Fonseca Valls Pereira e Jorge Nogueira de Paiva Britto, que aceitaram fazer parte da banca examinadora.

Aos meus amigos do mestrado, Jonathas Goulart, Lidiane Almeida e Tiago Sayão, todo corpo docente e funcionários do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da UERJ, pela atenção, ambiente intelectual e auxílio em diversos momentos do curso de mestrado na área de Economia Internacional.

## RESUMO

COSTA, Felipe de Melo Gil. **Impactos da abertura comercial na margem de lucro da indústria brasileira de transformação entre 1990 e 1996**: uma análise em dados de painel, 2010. 106 f. Dissertação (Mestrado em Economia Internacional) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2010.

O objetivo principal desta dissertação é analisar os impactos da abertura comercial vista no Brasil no início da década de 1990 – entre 1990 a 1996 – na margem de lucro das indústrias de transformação passando por três padrões monetários diferentes (cruzeiro, cruzeiro real e real). A especificação e metodologia adotadas no trabalho são as de Goldar e Aggawal (2004), que fazem uma análise de dados em painel para efeitos fixos e randômicos para as indústrias de transformação indianas como um todo e, posteriormente, aplicando os mesmos testes separando os vinte e oito setores da indústria brasileira de transformação em setores de bens de capital e intermediários no primeiro grupo e bens de capital no segundo. Este trabalho ainda inclui esta metodologia aplicando, além das duas já citadas, o teste de mínimos quadrados ordinários (MQO) para permitir uma melhor análise com três testes diferentes antes e depois de separar os setores por meio de variáveis explicativas como barreiras à importação, concentração industrial, participação salarial, produtividade do trabalho, representatividade setorial e variação na taxa de crescimento da produção do setor entre os anos. Conclui-se que o aumento observado na margem de lucro foi impactado significativamente pelas variáveis expostas acima e estes resultados são importantes para que possamos auferir de que forma impactaram positivamente ou contribuíram negativamente na margem de lucro auferida pela indústria brasileira de transformação entre 1990 e 1996.

**Palavras chave:** Abertura comercial. Barreiras à importação. Concentração industrial. Participação salarial. Produtividade do trabalho. Representatividade setorial. Taxa de crescimento da produção. Efeito fixo. Efeito randômico. Mínimos quadrados ordinários. Margem de lucro.

## ABSTRACT

The main objective of this dissertation is to analyze the impact of trade liberalization which has seen in Brazil in the early 1990's – between 1990 to 1996 – in the markup of processing industries through three different monetary standards. The specification and methodology adopted in the work are those from Goldar and Aggarwal (2004), which make an analysis of panel data for fixed and random effects for the indian processing industries as a whole and then applying the same tests separating the twenty eight sectors of brazilian manufacturing firms in sectors of capital goods and intermediates in the first group and capital goods in the second. This work also includes applying this methodology, besides the two already mentioned, the test of ordinary least square (OLS) to allow better analysis with three different tests before and after separating the sectors through explanatory variables such as import barriers, industry concentration, participation wage, labor productivity, sectoral representation and variation in the rate of production growth in the sector between the years. We conclude that the observed increase in profit margin was impacted significantly by the variables set forth above and these results are important so we can earn that way impacted positively or negatively contributed the profit margin earned by the brazilian manufacturing firms between 1990 and 1996.

**Keywords:** Trade liberalization. Import barriers. Industry concentration. Participation wages. Labor productivity. Sectoral representation. Growth rate of production. Fixed effects. Random effects. Ordinary least squares. Markup.

## SUMÁRIO

<b>1 – INTRODUÇÃO .....</b>	<b>7</b>
<b>2 – RESENHA BIBLIOGRÁFICA .....</b>	<b>11</b>
2.1 – Literatura nacional.....	11
2.1.1 – Abertura comercial, markups setoriais domésticos e rentabilidade das exportações ...	11
2.1.2 – A indústria brasileira nos anos 90: o que já se pode dizer?.....	12
2.1.3 – Estrutura competitiva, produtividade industrial e liberalização comercial no Brasil...	14
2.1.4 – Há evidências de desindustrialização no Brasil?.....	15
2.1.5 – Comportamento do markup na indústria brasileira nos anos 1990: evidências empíricas.....	16
2.2 – Literatura internacional.....	17
2.2.1 – Margem de preço custo e liberalização comercial na indústria de manufaturados da Turquia: uma análise em dados de painel.....	17
2.2.2 – Markup e competição via exportações: teriam as importações impactado as firmas de manufaturados da Tunísia?.....	19
2.2.3 – Liberalização comercial e margem de preço custo nas indústrias indianas .....	21
2.2.4 – Por que o crescimento da produtividade nos países latino americanos estagnou desde as reformas neoliberais? .....	23
2.2.5 – Um breve histórico do crescimento brasileiro .....	25
<b>3 – METODOLOGIA, DADOS E VARIÁVEIS .....</b>	<b>26</b>
3.1 – Margem de preço custo e <i>Markup</i> .....	28
3.2 – Barreiras à importação.....	33
3.3 – Concentração industrial .....	35
3.4 – Participação dos salários.....	37
3.5 – Produtividade do trabalho.....	39
3.6 – Representatividade setorial.....	42
3.7 – Variação na produção .....	44
<b>4 – RESULTADOS EMPÍRICOS .....</b>	<b>46</b>
4.1 – Análise do comportamento da participação salarial e <i>markup</i> médios .....	46
4.2 – Análise do modelo em dados de painel utilizando o método de mínimos quadrados ordinários.....	50
4.3 – Análise do modelo em dados de painel utilizando os métodos de efeitos fixo e randômico .....	57
<b>5 – CONCLUSÃO.....</b>	<b>67</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>72</b>
<b>ANEXO – DADOS OBTIDOS NO RESULTADO DOS TESTES .....</b>	<b>75</b>



## 1 – INTRODUÇÃO

A atividade industrial possui uma grande influência em relação aos bens e serviços oferecidos à população e nos dias atuais não podemos imaginar um cenário de desenvolvimento econômico sem que o parque industrial nacional esteja em condições de competir no mercado internacional (Silva, 2006). No início da década de 1990, o Brasil passou por um amplo processo de abertura comercial gerando alterações significativas na estrutura industrial do país. Podemos afirmar que nossa abertura econômica foi dada de forma progressiva em relação aos fluxos comerciais de nosso país com outros; ou seja, houve uma crescente integração do Brasil com uma série de países no que tange aos ganhos ou perdas com o comércio exterior advinda da heterogeneidade de produtos e serviços vista na estrutura industrial do país ao longo desta década.

Tal abertura deflagrou no país um importante processo de erros e acertos. Pelo lado negativo podemos citar o fato de que muitas empresas ficaram expostas a um choque de competitividade, frente ao acirramento da concorrência diante dos produtos estrangeiros importados ou pelo aumento explosivo das importações principalmente de produtos manufaturados e a conseqüente reversão dos saldos comerciais. Porém, pelo lado positivo, podemos mencionar a redução de custos, a racionalização de processos produtivos e o aumento da produtividade industrial com a conseqüente diminuição dos preços e aumento do excedente do consumidor, assim como a diminuição ou até mesmo a extinção, em alguns casos, das barreiras à entrada a produtos produzidos fora do país. A extinção destas barreiras, mais até do que as reduções tarifárias implantadas entre 1991 e 1994, é o marco da ruptura entre o regime de protecionismo e fechado herdado do modelo de industrialização figurado no “processo de substituição de importações” e o regime de economia aberta que vem caracterizando o desenvolvimento econômico brasileiro nos últimos anos. Isto posto, é razoável afirmarmos que há mais de uma década nossa economia opera sob um regime razoavelmente próximo do livre comércio (Markwald, 2001) e, neste caso, o tempo decorrido parece suficiente para tentarmos estimar um balanço de diversas naturezas do impacto da abertura comercial na estrutura industrial brasileira.

A literatura econômica supõe que o livre comércio pode proporcionar desenvolvimento com melhoria da qualidade de vida da população, possibilitado pelo crescimento econômico advindo da melhor eficiência alocativa dos fatores de produção. Desta forma, a abertura comercial provocou uma profunda reestruturação industrial no Brasil,

beneficiando os consumidores com maior disponibilidade de bens e serviços, melhores preços e tecnologia, embora com impacto negativo sobre o nível de emprego e no excedente dos produtores nas indústrias de transformação nos anos iniciais da década de 1990.

Inúmeros estudos sobre a abertura comercial no Brasil têm sido realizados nos últimos anos. Em especial, tais trabalhos procuram mostrar como este acontecimento afetou (ou ainda afeta) diversos fatores econômicos como, por exemplo, a competitividade industrial no país (Gomes, Strachman, Pieroni e Oliveira Silva, 2007), a taxa de câmbio (Ferreira, 2005), a instabilidade na demanda por exportações e importações (Azevedo e Portugal, 1997), a produtividade (Silva, 2004), etc. No âmbito internacional há muitos estudos que tratam de Abertura Comercial e seus impactos nos *markups* de diferentes países como Índia (Goldar e Aggarwall, 2004), Tunísia (Ben Jelili, 2004) e Turquia (Yalçin, 2000). Porém, não há trabalhos que relacionem os impactos da Abertura Comercial no Brasil na margem de lucro da indústria brasileira via dados em painel.

Todos os temas e autores nacionais citados acima mostram em seus trabalhos voltados para o caso Brasil se a abertura comercial foi favorável ou desfavorável do início da década de 1990 até as conclusões dos textos e sob diversos aspectos. Desta forma, parece importante definirmos como a abertura comercial de 1990 influenciou o *markup*<sup>1</sup> da indústria brasileira entre os anos de 1990 e 1996. Cabe ressaltar algo importante, pois a partir de 1994 com a paridade real-dólar unitária, houve grande aumento de produtos importados e, conseqüentemente, um vertiginoso aumento da concorrência, tendendo a estabilizar ou até levar à queda da lucratividade das indústrias em geral, resultado que poderá ser confirmado nas próximas sessões.

Optamos por estudar as mudanças neste período citado porque é a época de melhor observação de mudanças significativas no comportamento industrial no cenário macroeconômico após o impacto inicial da liberalização comercial e embora tenha sido um período onde o país vivenciou três padrões monetários diferentes, foram trabalhados apenas estes anos em virtude de mudanças em metas de inflação e regimes cambiais posteriormente, no ano de 1999, coisas que deveriam ser levadas em conta caso trabalhássemos com todos os anos da década.

O objetivo deste trabalho é testar empiricamente como a abertura comercial afetou a margem de lucro da indústria brasileira com análise de dados em painel. Uma abordagem utilizada para este tipo de trabalho é a de Hall (1998) e esta metodologia mostra como a

---

<sup>1</sup> A dedução matemática da margem de lucro encontra-se no capítulo 3 – Dados e variáveis.

disparidade entre preço e custo marginal influencia a indústria, evidenciando que as variações cíclicas do produto são maiores que as do fator mão de obra, revelando um ambiente de concorrência imperfeita onde em fases de alto crescimento as firmas produzem numa escala maior e vendendo seus produtos por um preço que ultrapassa o custo marginal dos insumos. Ferreira (2004) já utilizou esta abordagem descrita acima e, desta forma, optamos por utilizar a metodologia de Goldar e Aggarwal (2004) visto que os autores observam como variáveis chave do modelo o comportamento do *markup* influenciado pelas barreiras tarifárias, a participação dos salários no produto agregado a preço básico e a produtividade do trabalho (o quanto cada trabalhador produziu, em unidades monetárias, para o respectivo setor durante o ano em questão) da indústria de transformação entre 1990 e 1996.

A dissertação está dividida em sete capítulos, dentre os quais, os quatro primeiros ilustram o objetivo de maneira principal: introdução, resenha bibliográfica, procedimentos metodológicos e análise dos resultados. Os últimos capítulos são referentes à bibliografia e os anexos com as regressões utilizadas no trabalho.

No capítulo introdutório foi feita uma breve descrição sobre a importância e justificativa do tema escolhido. Procuramos mostrar alguns resultados (positivos ou não) sobre a abertura comercial na década de 1990 e o porquê torna-se necessário sabermos se esse fato contribuiu ou foi desfavorável aos diferentes setores da economia brasileira nos anos iniciais da década citada.

O seguinte capítulo, “resenha bibliográfica”, servirá para mostrarmos uma breve descrição dos trabalhos relacionados nacionais e estrangeiros que já foram feitos e que tenham relação com o tema escolhido do trabalho para o caso brasileiro visando principalmente seus procedimentos metodológicos e análise dos resultados encontrados pelos autores brasileiros e internacionais.

O terceiro capítulo mostrará, detalhadamente, os dados e as variáveis significativas utilizadas no trabalho, assim como as alterações necessárias para inserção destas no modelo econométrico a ser estimado.

No quarto capítulo trataremos dos procedimentos metodológicos da dissertação, que estão detalhados em melhor forma na próxima sessão, e análise de resultados empíricos. Consistirá em mensurar o impacto da Abertura Comercial na margem de lucro do setor industrial brasileiro entre os anos de 1990 e 1996 utilizando a metodologia de dados em painel encontrada no trabalho de Goldar e Aggarwall (2004) que fizeram a mensuração da “margem de preço custo” para as indústrias indianas entre 1981 e 1998 e analisaram o impacto sofrido nesta variável após o processo de abertura comercial indiano na década de

1990. Os dados para o caso brasileiro serão buscados no site do IBGE em “matrizes de insumo produto” entre os anos 1990 e 1996 e deflacionados e em outros trabalhos que nos fornecerão os dados necessários para inserção na fórmula de “margem de preço custo”. Mesclaremos o resultado de cada setor obtido por esta fórmula e com um modelo que indique como fatores econômicos possam ter contribuído para os resultados.

O quinto capítulo deste trabalho tratará da análise e conclusão dos resultados encontrados. Dada a metodologia descrita no capítulo anterior, nele poderemos observar e concluir se a abertura comercial foi útil ou prejudicial aos diversos setores industriais da economia brasileira no que tange à margem de lucro obtida durante os anos de 1990 e 1996. E, como descrito acima, como e quais fatores influenciaram o *markup* das indústrias de transformação brasileiras.

As duas últimas sessões são referentes à bibliografia e os anexos com as regressões utilizadas no trabalho.

## 2 – RESENHA BIBLIOGRÁFICA

### 2.1 – Literatura nacional

#### *2.1.1 – Abertura comercial, markups setoriais domésticos e rentabilidade das exportações – Pereira e Carvalho (1998)*

Neste artigo, Pereira e Carvalho apresentam as estimativas dos *markups* setoriais entre os anos de 1985 e 1986 a fim de subsidiar as questões sobre a trajetória recente das indústrias e tecer considerações sobre a conexão com o setor exportador num ambiente de abertura comercial. O objetivo dos autores consiste em qualificar os impactos na economia gerados pela flutuação da rentabilidade das vendas externas sobre as decisões de curto prazo das empresas exportadoras em um contexto caracterizado pelo aumento da pressão concorrencial exercida sobre a indústria doméstica, principalmente nos produtos manufaturados, em decorrência das transformações no ambiente econômico advindo das mudanças que aconteceram em prol da liberalização comercial.

Ainda segundo os autores, as decisões de formação de preços possuem uma dimensão estratégica de longo prazo e são balizadas pelos parâmetros que definem a dimensão das barreiras à entrada nas diversas indústrias. Os referidos fatores são referentes ao nível de concentração nos mercados, às considerações referentes à escala e diferenciação de produtos, às perspectivas do ingresso de novos concorrentes e ao nível de proteção dos mercados às importações.

Pereira e Carvalho enfatizam a questão do *markup* setorial como variável chave de relacionamento entre lucro e custos de produção. Assim, os índices de *markups* descrevem uma trajetória que espelha a combinação do estímulo altista decorrente da incerteza crescente aos estímulos baixistas associados à abertura comercial. Os autores demonstram que a introdução do Plano Real é antecedida de um movimento de suave ascensão dos *markups*. Após o plano, a combinação de apreciação cambial, liberalização comercial e estabilização de preços que elimina os mecanismos de elevação defensiva decorrentes do risco de desvalorização patrimonial sob alta inflação transformou-se em uma trajetória de queda dos índices de *markups* médios da indústria a partir de meados de 1994.

As mudanças nas condições institucionais e macroeconômicas que ocorreram em virtude da liberalização e pela estabilização ao longo da década de 1990 transformaram os parâmetros que balizam as decisões privadas de determinação dos *markups* desejados. Os autores ainda observam que a abertura comercial impôs uma restrição adicional para o processo de formação de preços das empresas líderes com a diminuição das barreiras à importação tendo papel relevante neste aspecto.

Os autores concluem que a trajetória descrita pelos *markups* desejados nesse período, onde havia a combinação de alta inflação e queda do nível de proteção à indústria nacional, reflete um conjunto de especificidades setoriais, gerando resultados setorialmente diferenciados e ligados à evolução da rentabilidade relativa das exportações. Pereira e Carvalho ainda salientam que a avaliação dessas diferenças setoriais deveria fazer parte das análises que focalizam o desempenho das vendas externas, para pontuar as especificidades necessárias à concepção mais eficiente de ações que visem dar vazão potencial de crescimento das exportações na economia brasileira a partir deste novo cenário de queda nas margens de lucro associados às barreiras à importação.

### **2.1.2 – A indústria brasileira nos anos 90: o que já se pode dizer? – Moreira, 1999**

Neste trabalho o autor estende os anos de análise de estudo dos impactos da abertura comercial sobre a indústria brasileira até o ano de 1998, já que o próprio havia tratado do tema até o ano de 1995. Os resultados obtidos por Moreira confirmaram as conclusões desse estudo anterior, corroborando a avaliação de que os impactos da liberalização comercial foram, de maneira geral, na direção esperada e desejada, apesar do cenário macroeconômico desfavorável que prevaleceu na maior parte do período de estudo.

A atualização do trabalho anterior revela que o movimento dos indicadores da indústria de transformação no Brasil permaneceu significativo utilizando resultados de outros autores. Correa (1997) utilizou uma série mais extensa e atualizada destes indicadores (1989 a 1996) e encontrou uma correlação negativa entre os *markups* setoriais e o crescente coeficiente de penetração das importações, sendo este um resultado já esperado. Hay (1997), por sua vez, identificou quedas significativas nos lucros das grandes firmas industriais no período entre 1986 a 1998 e 1993 a 1994 (35%) e encontrou uma correlação positiva entre lucros e o nível de proteção ao mercado interno (tarifa de importação). Segundo Moreira, este

tipo de evidência aponta não só na direção de ganhos de eficiência alocativa, mas também de ganhos de eficiência técnica derivados de efeito de escala. Isso porque *markups* menores estão normalmente associados a curvas de demandas mais elásticas juntamente com escalas de produção maiores.

Em seu trabalho anterior o autor mensurou o comportamento dos *markups* setoriais entre os anos de 1990 e 1995 e observou uma queda substancial de 22,4% em média deste indicador nos diversos setores da indústria de transformação. Com o objetivo de conferir os movimentos mais recentes dos *markups* setoriais e a permanência dos ganhos de eficiência ao longo do tempo, o autor refez o exercício presente em Moreira e Correa (1996), agora para um período mais longo (1990 a 1998) e pôde-se observar que a nova série confirma as reduções substanciais do *markup* para todas as categorias no período 1990 a 1995 e o seu aprofundamento no período seguinte, 1995 a 1998 em um ritmo mais lento.

Moreira demonstra que no acumulado dos anos entre 1990 e 1998, a queda da margem de lucro é liderada pela categoria dos intensivos em mão de obra (-33,6%), o que chama a atenção para o grau de ineficiência acumulada nesses setores, apesar das vantagens derivadas da abundância relativa de mão-de-obra. Posteriormente, aparecem os setores intensivos em capital (-28,8%) e em tecnologia (-26,3%), também com quedas substanciais, em um movimento esperado, dado o grau de proteção desfrutado anteriormente por esses setores. Os setores intensivos em recursos naturais apresentam as menores reduções (-11,6%), em linha com as vantagens competitivas do país nessa área.

Em seguida o autor agregou os setores por categorias de uso e neste caso também foram confirmadas as quedas do *markup* para as categorias entre os anos de 1990 a 1995 e seu aprofundamento no período seguinte, com exceção do grupo de bens de consumo não duráveis, tendo como líder na queda desta margem de lucro, o setor de bens de capital (-47%).

Ainda segundo Moreira, um ponto que não se pode descartar diz respeito ao fato de a abertura comercial gerar uma redução do *markup* auferido pela indústria brasileira não só por uma questão de ter tornado os mercados mais competitivos, mas também por operar uma mudança de preços relativos contra os setores mais protegidos anteriormente, como foi o caso da indústria de transformação. No Brasil, esse movimento foi reforçado pela apreciação do câmbio real a partir de 1992, o que pode ter provocado uma realocação de recursos além do que as vantagens comparativas do país poderiam explicar.

### ***2.1.3 – Estrutura competitiva, produtividade industrial e liberalização comercial no Brasil – Ferreira e Guillén (2004)***

Neste artigo os autores verificam se o processo de abertura comercial no Brasil no início da década passada obteve como resultado o aumento da produtividade média da indústria de transformação. Adicionalmente, Ferreira e Guillén estimam o *markup* de diferentes setores da indústria de transformação brasileira na década de 1990 e testam se este se modifica após a liberalização comercial, já que ainda segundo os autores as estimativas da margem de lucro podem revelar práticas não concorrenciais na grande maioria dos setores. Posteriormente investigam a existência de um deslocamento do nível de produtividade causado unicamente por estas reformas.

Ferreira e Guillén verificam que houve saltos de produtividade e aumento da produtividade média na maioria dos setores industriais de transformação após a redução das barreiras comerciais que também viriam a influenciar a queda do *markup* auferido pelas indústrias na década de 1990. Os autores ainda salientam que não há uma indicação clara de queda no poder de mercado após o período de liberalização comercial, o que poderia apontar para existência de outros canais não demonstrados no artigo que pudessem ser responsáveis por este aumento de produtividade ligado à queda nas barreiras à importação e da margem de lucro.

Após verificações econométricas, os autores concluem a hipótese inicial do texto, de que as reduções das barreiras tarifárias resultaram em um crescimento da produtividade média da indústria de transformação no período estudado, assim como um comportamento mais competitivo, ou seja, a queda, mesmo que mínima, da margem de lucro praticada em virtude da maior exposição à competição internacional. Os resultados das estimações indicam a existência de um significativo aumento na produtividade industrial na maior parte dos setores estudados juntamente com a queda das barreiras tarifárias. O canal para este aumento de produtividade aparentemente não é o aumento da concorrência vista no período, já que embora tenha havido queda na margem de lucro após o período de abertura comercial, esta não foi significativa, sendo talvez o resultado mais surpreendente do artigo de Ferreira e Guillén.



#### ***2.1.4 – Há evidências de desindustrialização no Brasil? – Nassif, 2006***

Neste artigo, Nassif teve o duplo objetivo de analisar o conceito de desindustrialização seguindo a teoria econômica e de avaliar se o Brasil foi atingido pela “nova doença holandesa”, em virtude dos impactos decorrentes do processo de reformas econômicas e liberalizações comerciais introduzidas no Brasil, desde o início da década de 1990. As evidências empíricas mostram que, apesar da pouca queda na participação da indústria de transformação no produto interno bruto brasileiro, as mudanças ocorridas de 1990 não convém serem qualificadas de “desindustrialização”. Os resultados encontrados pelo autor não verificam que o Brasil possa ter sido contaminado por uma nova “doença holandesa”, já que não se observou uma realocação generalizada dos recursos produtivos para os setores tecnologicamente baseados na utilização de recursos naturais, tampouco um retorno vigoroso a um padrão de especialização exportadora em produtos intensivos em trabalho ou recursos naturais.

Nassif procura investigar se o Brasil sofreu algum processo de desindustrialização que costuma atingir um país quando este transita para estágios mais avançados de desenvolvimento econômico ou pelo contágio precoce de uma maldição de recursos naturais que acarreta o retorno a um padrão de especialização produtiva e exportadora baseado em produtos intensivos em recursos naturais. O autor demonstra que a forte perda de participação da indústria no produto interno bruto brasileiro foi um fenômeno inerente à segunda metade prazo, um fenômeno circunscrito basicamente à segunda metade da década de 1980 e se iniciou antes das implementações das reformas econômicas estruturais e da liberalização comercial.

Entre 1991 e 1998, o cenário foi de manutenção do peso da indústria, com aumento na produtividade do trabalho, porém, houve queda nas taxas de formação bruta de capital. Após 1999, houve retração da produtividade e a manutenção de taxas de investimento não significativas. Assim, o comportamento instável da produtividade e os níveis reduzidos de investimento, desde o início dos anos 1990, contribuíram para impedir o retorno da participação da indústria no PIB aos níveis médios anuais prevalecentes na década de 1980. Desta forma, o período de 1990, segundo o autor, não pode ser qualificado como de desindustrialização, apesar das baixas taxas de crescimento médias anuais do produto brasileiro entre 1990 e 2000.

### **2.1.5 – Comportamento do markup na indústria brasileira nos anos 1990: evidências empíricas – Feijó e Cerqueira (2008)**

Neste artigo os autores destacam que a economia brasileira passou por mudanças significativas durante a década de 1990 com a liberalização econômica e financeira, a estabilização dos preços e as privatizações que configuraram um novo contexto econômico moldando novas condutas e redefinindo padrões de desempenho dos agentes econômicos. Feijó e Cerqueira demonstram que a fixação de preços pelas empresas tem como objetivo principal a margem de lucro a ser auferida no longo prazo e discutem em seu texto as estratégias para tais escolhas baseadas em uma série de indicadores que relacionem o *markup* com o produto interno bruto, as barreiras tarifárias, efeito do câmbio, estabilização de preços e juros reais.

A década de 1990 constituiu um importante ponto de inflexão da trajetória evolucionária das empresas brasileiras. Na década anterior, houve a prevalência de proteção cambial, de barreiras tarifárias e não tarifárias, garantia margens operacionais de lucro o que não estimulava a redução dos custos e a inovação de processos e produtos. Dados estes condicionantes anteriores, os autores sugerem que as empresas buscaram definir margens de lucro correntes aplicáveis aos seus custos que, garantindo a rentabilidade de seus negócios, geraram fluxos de receita e margens capazes de respaldar suas estratégias de expansão no longo prazo.

A literatura científica econômica demonstra, *ceteris paribus*, que o aumento da eficiência produtiva através da maior flexibilidade das relações comerciais deve ocasionar pelo menos dois efeitos positivos sobre a economia: uma maior exposição à concorrência externa, que deveria, desta forma, estimular as empresas e firmas a melhorar a qualidade de seus produtos e sua produtividade, via o emprego de insumos de melhor qualidade e por outro lado, a redução das barreiras tarifárias e não-tarifárias deveria implicar a ampliação do mercado para mais firmas, aumentando a concorrência e contribuindo para a redução do *markup*.

Nesse sentido, Feijó e Cerqueira discutem a dinâmica da formação de preços de mercado como uma variável chave na explicação do comportamento de produção e acumulação na medida em que determina, em grande parte, a geração de lucros das empresas. A importância do artigo em questão é vista na hipótese sobre os preços, onde são fixados pela aplicação de um *markup* sobre custos de produção; desta forma, na determinação do preço, as

firmas consideram o custo unitário de produção e o preço será afetado proporcionalmente e de maneira direta a mudanças no custo total obtido. Assim, para os autores do trabalho, a variável chave que firmas e empresas administram é a margem de lucro, e não propriamente o preço.

Os autores demonstram o comportamento do *markup* a partir de uma série de artifícios econométricos considerando as mudanças no contexto macroeconômico nos anos 1990 e assim investigam os determinantes da margem de lucro nas empresas industriais brasileiras nesse período. Conforme dito anteriormente, para os autores a margem de lucro é a variável estratégica para as empresas e varia conforme a percepção em relação às suas oportunidades de crescimento. Nesse sentido, a necessidade de acumular recursos internos com vistas ao financiamento do crescimento é entendida como a principal motivação para a determinação do *markup*.

Em sua conclusão, o exercício econométrico demonstrado no trabalho pelos autores mostra como variáveis microeconômicas e macroeconômicas ex ante e ex post afetaram a determinação da margem de lucro nos anos 1990. Ainda segundo Feijó e Cerqueira, esta década citada foi caracterizada por baixo dinamismo econômico e maior concorrência, fatos que levaram as empresas a um comportamento em relação às decisões de preço defensivo. Neste sentido o artigo demonstrou que há uma relação inversa entre variação do produto e variação da margem de lucro, sugerindo que esta variável evoluiu de forma anti cíclica no período estudado.

## **2.2 – Literatura internacional**

### ***2.2.1 – Margem de preço custo e liberalização comercial na indústria de manufaturados da Turquia: uma análise em dados de painel – Yalçın, 2000***

Muitos países em desenvolvimento abriram suas economias durante a última década como uma alternativa aos regimes protecionistas comerciais. Desde que a economia turca sofreu um choque no balanço de pagamentos junto com uma crise social e econômica no final da década de 1970, o governo da Turquia tem tomado sérias medidas, como, por exemplo, introduzir um regime liberal de comércio no início da década de 1980.

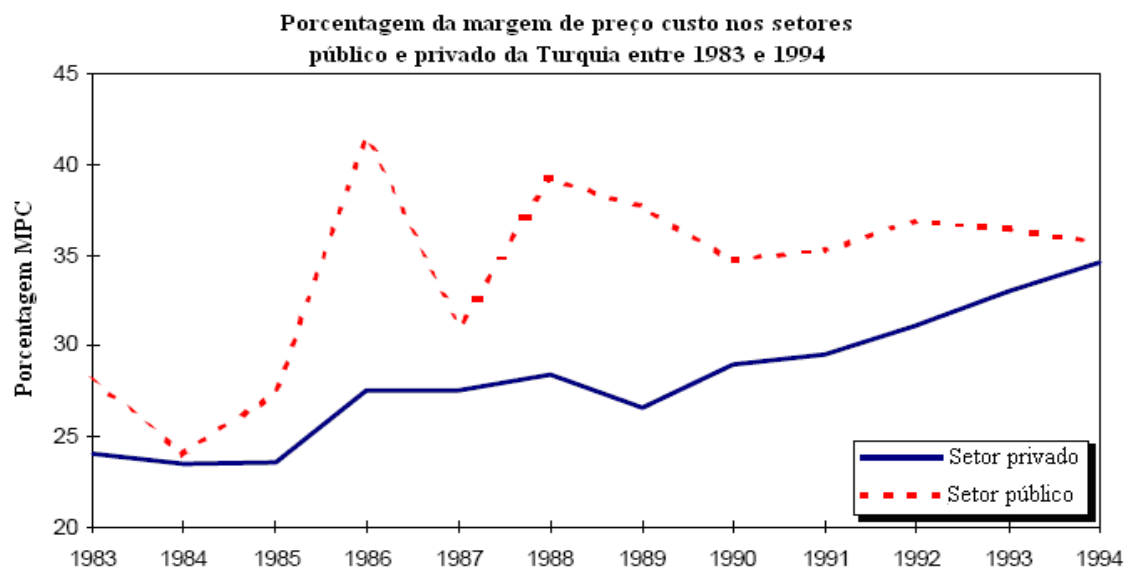
Em janeiro de 1980, o governo turco instaurou um programa de estabilização e liberalização econômica com o intuito de adotar uma industrialização baseada principalmente na política de exportação em contrapartida ao processo de substituição de importações, onde as indústrias da Turquia mantinham um alto grau de proteção. Os principais objetivos da reforma eram promover a exportação, liberalizar o regime comercial com outros países, racionalizar os gastos públicos e encorajar as atividades do setor privado. Os resultados mais importantes dessa reforma foram o aumento substancial do volume de comércio internacional e do grau de abertura da economia.

O maior propósito do trabalho de Yalçın foi mensurar os efeitos da liberalização comercial na estrutura e no comportamento do setor manufaturado das indústrias. Neste contexto, a contribuição da reforma pró-competitividade da indústria doméstica foi analisada juntamente com a hipótese de que a liberalização das importações estabilizaria os preços domésticos e remover os excessos de lucro adquiridos que antes refletiam o poder de mercado das indústrias domésticas. Em seu estudo, o autor teve a intenção de explicar como a interação entre as variáveis que refletiam o comércio industrial exterior determinaram a margem de preço custo e mensuraram o comportamento de mercado e a competitividade.

O programa adotado durante a década de 1980 alterou as principais tendências da pauta de comércio exterior. As fatias de mercado dos bens manufaturados importados e exportados em relação ao total cresceram em todos os setores, mas não todos. O autor cita o exemplo das fatias de importação de bens de consumo que aumentaram drasticamente, enquanto caiu a participação no mercado do setor de matérias primas das indústrias intensivas. Além disso, o autor alega que a liberalização das importações contribuiu para o desaparecimento do comércio ilegal e do mercado negro criado por barreiras comerciais, assim como elevou a transferência de tecnologia.

A margem de preço custo geralmente é utilizada de modo a mensurar performance e o nível de competitividade da indústria doméstica. O autor mostra em seu trabalho que a margem de preço custo auferida pelos diversos setores industriais depende de inúmeros fatores tais como o grau de penetração das importações, barreiras à entrada, nível de concentração industrial e que dependendo destes a margem de lucro pode ter aumentado ou diminuído no período estudado. Posteriormente, Yalçın demonstra de maneira empírica que a grande maioria dos setores diminuiu a margem de lucro auferida entre 1983 e 1994, mas chama a atenção principalmente para os seguintes fatos no que tange a margem de preço custo: as indústrias de manufaturados cresceram de maneira notável entre 1983 e 1994. Conforme a Figura 1, a margem do setor público foi maior do que a do setor privado durante

todo o período estudado, assim como a variação da margem do setor público foi superior à variação do setor privado. O autor também demonstrou em seu trabalho que a margem de preço custo das indústrias mais concentradas são maiores do que as menos concentradas na Turquia.



**Gráfico 1:** Porcentagem da margem de preço custo nos setores público e privado da Turquia entre 1983 e 1994. Fonte: Elaboração própria a partir de Yalçın, 2000.

Em resumo, segundo Yalçın, o aumento do grau de abertura da economia da Turquia durante a década de 1980 afetou os setores público e privado de diferentes maneiras. O lucro excessivo resultante dos mercados oligopolistas foram significativamente diminuídos no setor público sob pressão da expansão das exportações e importações, porém tiveram crescimento em algumas indústrias do setor privado.

### ***2.2.2 – Markup e competição via exportações: teriam as importações impactado as firmas de manufaturados da Tunísia? – Ben Jelili, 2004***

Segundo o autor, nos últimos anos os modelos de desenvolvimento têm sido voltados para as economias de competição imperfeita. Apesar de alguns destes provarem que em certas situações o protecionismo comercial leva a um bem estar da indústria interna, o autor mostra que alguns destes modelos indicam que a competição imperfeita proporciona recursos adicionais de ganhos advindos do comércio internacional. Estes ganhos resultam geralmente do efeito pró-competitividade do comércio dado pelo crescimento das importações, onde estas

umentam a elasticidade da demanda das firmas domésticas, levando estas a reduzir seus *markups* em relação ao custo marginal de produção.

Os estudos econométricos utilizados analisam o impacto do comércio internacional no mercado e, conseqüentemente, nos *markups* auferidos pelas firmas dos diferentes setores. Tais trabalhos geralmente resultam que com o aumento da competitividade e das importações, os *markups* diminuem, particularmente, nas indústrias domésticas mais concentradas seguindo a teoria econômica de que a competição aberta às importações reduz os *markups*. Ben Jelili cita que os estudos dedicados a países desenvolvidos sobre como o comércio internacional afetou a economia destes sugere que a crescente exposição à competição pelas exportações leva a uma queda tanto dos lucros adquiridos quanto dos *markups* auferidos pelos setores e seu maior efeito pode ser observado nas indústrias mais concentradas da Tunísia.

O trabalho de Ben Jelili examina se a intensificação da competição industrial levou os seis setores de manufaturados estudados a formar preços mais competitivos na Tunísia entre 1972 e 1999. O método empírico utilizado neste trabalho para analisar a resposta da rentabilidade das indústrias nacionais, a fim de aumentar a concorrência com as indústrias externas, é baseado em uma versão modificada da técnica desenvolvida por Hall (1990) e Roeger (1995), onde não há imposição às restrições sobre o rendimento de escala ou o grau de concorrência nas indústrias. Os efeitos da integração econômica sobre os lucros são, então, capturados pelos *markups* após a penetração das importações a fim de testar se a concorrência tem sido considerada como um dispositivo atenuante para restringir o poder de mercado das empresas tunisianas de manufaturados.

O período utilizado de 1972 e 1999 é particularmente interessante, pois captura os efeitos das muitas ações políticas e econômicas tomadas em favor da liberalização do comércio internacional na Tunísia visando o aumento da competitividade industrial. Os resultados encontrados por Ben Jelili ficaram entre 8 e 31% no que tange aos *markups* auferidos pelas seis indústrias manufatureiras tunisianas entre 1973 e 1999. Os números encontrados são plausíveis segundo o autor e sugerem que a baixa margem de lucro conseguida nas indústrias estudadas está de acordo com a teoria econômica quando se trata de abertura comercial e aumento das importações, onde estas levam ao crescimento da taxa de penetração de produtos importados no setor de manufaturados e diminuição dos preços, servindo pra reduzir os *markups*.

Na conclusão do trabalho, os resultados de regressão obtidos pelo autor sugerem que o efeito direto da concorrência na margem de lucro da indústria de manufaturados não é significativo. A liberalização das importações, ainda segundo Ben Jelili, não apenas tem um

efeito forte e direto sobre a concorrência, mas é também uma alternativa de baixo custo econômico, especialmente no longo prazo. Entretanto, o autor afirma a pesquisa empírica não só de seis, mas de todos os setores ainda parecem ser necessárias para compreender melhor a relação entre o comportamento da indústria, o impacto no preço e as características do mercado nas indústrias transformadoras da Tunísia.

### ***2.2.3 – Liberalização comercial e margem de preço custo nas indústrias indianas – Goldar e Aggarwal, 2004***

Segundo os autores, há um número expressivo de estudos sobre países em desenvolvimento como Chile, Colômbia, México, Marrocos e Turquia; onde a crescente exposição à competitividade adquirida com liberalização das importações leva os *markups* e margens de preço custo das indústrias atuantes em concorrência imperfeita a cair, com os efeitos se concentrando principalmente nas indústrias mais concentradas. E, para saber como foi o efeito da liberalização comercial na margem de preço custo nas indústrias indianas, os autores fazem uma análise de dados em painel de 137 indústrias no período de 1981 até 1988 para examinar o efeito da liberalização comercial na década de 1990 da margem de preço custo.

Uma explicação teórica para o fenômeno observado pode ser fornecido através da ligação da remoção ou pelo menos a redução das barreiras à importação com a elasticidade da demanda por produtos das empresas nacionais, pois, sob a suposição da maximização do lucro estático, o preço fixado por uma empresa que opera em um mercado imperfeitamente competitivo como uma relação de custo marginal é uma função decrescente da elasticidade da demanda (Tybout, 2001).

Com as barreiras à importação removidas ou reduzidas, a elasticidade da demanda aumentaria por causa do aumento da disponibilidade de bens importados, haveria queda na tarifa de preço global dessas mercadorias aos consumidores domésticos e ampliação da variedade de produtos, e estas, por sua vez, levam a uma queda no *markup*. Goldar e Aggarwal salientam ainda que, embora a liberalização das importações tenha levado a uma concorrência maior, este fato não precisa ter sempre um efeito negativo sobre a margem de preço custo das industriais. As razões são que as empresas podem aumentar a eficiência (através da introdução de sistemas avançados tecnologia ou de reestruturação para certas

áreas) ou as empresas podem comprometer-se mais em Pesquisa e Desenvolvimento e de propaganda no ambiente, as quais devem ter um efeito favorável sobre a rentabilidade. Além disso, o aumento da penetração das importações pode levar às fusões entre as empresas estrangeiras e nacionais em mercados mais concentrados.

Seguindo a lógica, embora existam fortes argumentos teóricos para esperar que a liberalização do comércio de conduzir a *markups* mais baixos em indústrias concentradas, isto não precisa acontecer em todos os casos. Por exemplo, em um estudo do efeito da liberalização comercial sobre a rentabilidade da indústria transformadora da Turquia, Yalçın (2000) considera que a penetração das importações levou a uma diminuição na margem de preço custo no setor privado das empresas em geral, mas esta margem aumentou ao invés de ir pra baixo em indústrias altamente concentradas do setor privado.

Em 1991, o governo indiano realizou uma importante reforma política de comércio com grandes reduções feitas em tarifas e barreiras não-tarifárias em importações de produtos industriais. O objetivo dos autores é analisar o efeito pós 1991 da liberalização do comércio na Índia sobre as margens de preço custo nas indústrias indianas de três dígitos e um estudo dos efeitos pró concorrenciais dessa reforma. Há ainda uma literatura econômica crescente sobre os efeitos pós 1991 da liberalização das importações e reformas comerciais nas indústrias indianas sobre o desempenho das empresas, especialmente sobre a produtividade industrial.

Goldar e Aggarwal estimaram um modelo econométrico para explicar as variações nas margens de preço custo, em que a tarifa e barreiras não-tarifárias estão inclusos entre as variáveis explicativas. Desta forma, a variação intertemporal em tarifas e barreiras não-tarifárias sobre as importações são empregadas para avaliar o efeito da liberalização do comércio sobre as margens de preço custo na indústria indiana. Os resultados da análise indicam que a redução de tarifas e eliminação de restrições quantitativas às importações de produtos manufaturados na década de 1990 tiveram um efeito pró-competitividade significativo sobre as empresas indianas, o que tendeu a reduzir os *markups* ou a margem de preço custo. Uma análise da evolução da renda do trabalho nas indústrias ressalta que, no período pós-reforma houve uma queda acentuada da taxa de crescimento dos salários reais e uma redução significativa da parte da renda do trabalho no valor acrescentado, talvez refletindo um enfraquecimento do trabalho industrial. Isto parece ter neutralizado, em grande medida o efeito depressivo da liberalização do comércio sobre o preço de margens de custo nas indústrias indianas.



Neste estudo de Goldar e Aggarwal feito em 2004, um modelo para explicar a margem preço custo foi estimado a partir de dados em painel de 137 indústrias com três dígitos para o período de 1981 a 1998. Os autores estimam as equações via dados em painel utilizando os modelos de efeito fixo e randômico para chegar em conclusões gerais, após isto, a metodologia seguinte é estimar as mesmas equações a partir de diversos fatores econômicos, porém, agora separando as indústrias de transformação indianas em bens de consumo e bens de capital.

A análise proposta é diferente daquelas de estudos conhecidos na Índia em que as barreiras tarifárias e não tarifárias foram incluídas entre as variáveis explicativas. Os resultados da análise indicam claramente que a redução das tarifas e a remoção de restrições quantitativas às importações de manufaturados tiveram um efeito pró-competitividade de cunho significativo sobre as empresas indianas, tendendo a reduzir as margens de lucro ou margens de preço custo, sendo esta última o objeto de análise dos autores. Esta foi, contudo, compensada por algumas outras influências. Os resultados da análise econométrica sugerem que houve uma redução significativa da força de trabalho na quota de valor adicionado no período pós-reforma (além do que pode ser explicada por mudanças nas taxas de intensidade de capital) e isso ajudou a evitar o deslize no preço de custo margem das indústrias manufatureiras indianas.

Ainda segundo os autores, o que causou uma queda acelerada da participação dos rendimentos do trabalho na produção das indústrias indianas no período pós-reforma é uma questão discutível. Parece que esta queda pode ter uma importante ligação com o poder de barganha dos sindicatos. Goldar (2003) apresentou evidências empíricas para argumentar que os sindicatos tornaram-se mais fracos no período pós-reforma e esta é uma das razões para o abrandamento da taxa de crescimento do salário real na fabricação figurado na década de 1990 e Tendulkar (2004) aponta que o mercado de trabalho foi organizado em um estado de fluxo durante o período pós-reforma.

#### ***2.2.4 – Por que o crescimento da produtividade nos países latino americanos estagnou desde as reformas neoliberais? – Palma, 2010***

Neste artigo, o autor analisa os diversos motivos pelo qual a economia da maioria dos países latino americanos estagnou sua produtividade após os impactos das aberturas

comerciais no início da década de 1990, comparando as mesmas variáveis com o comportamento da indústria na década de 1980. Palma também comenta o fraco desempenho observado no período comparando o período pós liberalização comercial em alguns países asiáticos como Índia, Indonésia, Malásia e Taiwan; comparando o desempenho e principalmente o desenvolvimento econômico das nações latino americanas com os países em questão.

Segundo Palma, uma das causas para o fraco desempenho da produtividade nos países da América Latina, senão a principal delas, residiu na alta vulnerabilidade externa a qual os países estavam sujeitos desde a década de 1970, além das economias com baixas taxas de crescimento há quase vinte anos. Para o autor, estes e outros fatores contribuíram para estancar a produtividade e agravar o cenário de baixo crescimento do produto interno bruto dos países latino americanos. O autor mostra a diferença que pôde ser observada no mesmo período após a liberalização comercial nos países asiáticos evidenciando que nestes locais a produtividade e o crescimento da economia não estagnaram devido ao alto investimento em mão de obra, urbanização e infra-estrutura que já vinham sendo feitos períodos antes das reformas neoliberais como estratégias de industrialização.

O autor finaliza o artigo demonstrando que o contraste que pôde ser observado nos dois períodos diferentes de estudo nas nações latino americanas (décadas de 1980 e 1990) pode ser explicado pela quebra do modelo de substituição de importações. Desta forma, na vigência deste, havia grande incentivo ao investimento público e privado, políticas industriais e uma alta competitividade interna, já com a abertura comercial, ainda segundo Palma, no período de reforma comercial houve um baixo incentivo ao investimento e à competitividade do setor manufatureiro.

Palma ainda explicita que mesmo o choque tecnológico sofrido pela indústria nos países da América Latina não foi aproveitado como deveria. Pois muitas vezes as empresas latino americanas eram dependentes de contratos com empresas estrangeiras e geralmente tinham que importar máquinas, peças e equipamentos do exterior à fim de aquecer a indústria nacional.

O autor demonstra que já passou da hora as economias latino americanas reconhecerem que devem ser perfeitamente capazes de confiar em seus próprios recursos e capacidades, a fim de mudar a baixa intensidade de produção e longa dependência histórica das economias mais desenvolvidas e, desta forma, obter um aumento significativo na produtividade, capital humano e crescimento do produto interno bruto, tal como os países asiáticos que passaram pelos mesmos processos de liberalização comercial.

### *2.2.5 – Um breve histórico do crescimento brasileiro – Cardoso e Teles, 2010*

O trabalho dos autores foca nos determinantes para o crescimento brasileiro durante toda sua história, do descobrimento aos dias atuais. Dividindo este período de tempo em quatro intervalos, Cardoso e Teles identificam as quebras estruturais com séries estatísticas e o comportamento da produtividade em diversos cenários macroeconômicos sempre em transformação ao longo dos anos.

Uma característica interessante do texto é a de que os autores utilizam as taxas de crescimento do produto interno bruto brasileiro após a segunda guerra mundial para analisar as mudanças de produtividade na história do país e por meio de ensaios econométricos encontram uma correlação positiva que justifica o alto período inflacionário visto no Brasil após a segunda guerra mundial ter sido uma das razões para o declínio da produtividade entre os anos da década de 1980 e o início da década de 1990.

O trabalho também mostra que as mudanças nas políticas comerciais vistas ao longo dos anos geraram um efeito significativo no crescimento econômico e flutuações do produto, assim como outros fatores como o estímulo fiscal e o financiamento de crédito externo também foram importantes para o crescimento econômico de curto prazo. As análises de contabilidade do crescimento para esses períodos atribuiu a aceleração do crescimento após 1968 a um aumento de produtividade devido aos efeitos das reformas estruturais introduzidas anos antes visando um maior investimento em infra-estrutura. A quebra observada no texto no ano de 1981 foi marcada por uma queda no crescimento da produtividade e acumulação de capital.

Finalizando, segundo Cardoso e Teles, uma diminuição no crescimento da produtividade durante a década perdida e início da década de 1990 pode ser explicada em parte pelo baixo investimento em infra-estrutura e inflação elevada, até meados de 1994, passando de grave volatilidade macroeconômica para a prosperidade nos anos mais recentes. Os autores encerram o trabalho constatando que após a abertura comercial, os governos deveriam ter estimulado o potencial de crescimento econômico brasileiro com reformas fiscais e principalmente investimentos de infra-estrutura com o objetivo de sustentar o aumento da produtividade.

### 3 – METODOLOGIA, DADOS E VARIÁVEIS

A metodologia será baseada em estudos que utilizem dados em painel como forma de verificar a porcentagem dos *markups* auferidos por setor da indústria entre os anos de 1990 e 1996, a partir da abertura comercial no Brasil. Utilizaremos, como principal exemplo, o trabalho e a metodologia de Goldar e Aggarwall (2004) que mensurou o impacto da abertura comercial indiana na margem de preço custo das empresas do país após 1991. Poderíamos ter utilizado diferentes metodologias dos trabalhos já citados como referência, tais como as de Yalçin (2000) que especifica a diferença na margem de lucro entre setores públicos e privados e Ben Jelili (2004) que trata mais da intensificação da industrialização observada após a abertura comercial da Tunísia.

Vale lembrar que os termos “margem de preço custo” e “margem de lucro” (*markup*) são conceitos diferentes; porém, se temos a “margem de preço custo” de algum produto podemos facilmente deduzir a margem de lucro do produtor em questão e vice versa (demonstraremos esta dedução mais abaixo).

A seguir demonstraremos as fórmulas que diferem *markup* de margem de preço custo:

$$\mathbf{Markup} = \frac{\text{Preço de Venda do Produto}}{\text{Custo Total de Produção}} \quad (1)$$

Esta fórmula de *Markup* nos mostra a taxa de lucro obtido com a venda do produto em relação ao seu custo total de produção.

$$\begin{aligned} \mathbf{Margem\ de\ Preço\ Custo} &= \frac{\text{Preço de Venda do Produto} - \text{Custo Total de Produção}}{\text{Preço de Venda do Produto}} \\ &= \frac{\text{Margem de Lucro}}{\text{Preço de Venda do Produto}} \quad (2) \end{aligned}$$

Esta fórmula de “Margem de Preço Custo” nos mostra a taxa que a margem de lucro representa sobre o preço de venda do produto.

Goldar e Aggarwall (2004), em seu trabalho, utilizam a metodologia de “Margem de Preço Custo” de forma um pouco mais complexa com variáveis a mais que influenciam o capital utilizado por indústria para estimar o impacto da abertura comercial indiana em 1991. Utilizando o desenvolvimento similar ao apresentado no trabalho citado acima, chegamos à

seguinte especificação básica para o modelo com o intuito de estimar a margem de preço custo da indústria “j” no período “t” ( $MPC_{jt}$ ) e, conseqüentemente, o *markup* auferido pela indústria brasileira entre 1990 e 1996:

$$MPC_{jt} = \frac{\pi_{jt} + (r_t + \delta)K_{jt}}{P_{jt}Q_{jt}} \quad (3)$$

Onde “ $\pi$ ” é o lucro da indústria, “ $r$ ” é o retorno do capital, “ $\delta$ ” é a taxa de depreciação, “ $K$ ” é o capital, “ $p$ ” o preço do produto e “ $q$ ” a quantidade produzida.

As fórmulas descritas acima nos mostram valores brutos de *markup* e “margem de preço custo” para determinada indústria em um dado período de tempo. Porém, não faz sentido mensurar somente valores brutos destes dois quesitos e mostrar como se comportaram ao longo dos anos. Para saber como se deu a evolução de ambos ao no período de 1990 até 1996, devemos estudar fatores que possam ter influenciado o fluxo de comércio internacional no Brasil sob os mais diferentes ramos de produção ao longo dos anos mencionados. Entre estes, podemos citar o histórico e o impacto de tarifas, concentração industrial, barreiras à entrada de novos produtos, coeficiente de penetração das importações e taxa de câmbio por setores e uma série de outros fatores que possam ter impactado o setor industrial brasileiro após a abertura comercial.

Tais fatores podem influenciar a margem de preço custo da indústria “j” no período “t” de modo que o modelo pode ser escrito como uma função do comportamento destas variáveis citadas da seguinte forma:

$$MK_{j,t} = f(BI_{j,t}, CI_{j,t}, BI_{j,t} * CI_{j,t}, PS_{j,t}, PT_{j,t}, RS_{j,t} * VP_{j,t}) \quad (4)$$

Onde a variável dependente “MK” é o *markup* auferido pelo setor, “BI” denota barreiras à importação, “CI” é concentração industrial, “PS” é a participação salarial da indústria, “PT” é a produtividade do trabalho, “RS” é a representação setorial no produto agregado da indústria de transformação e “VP” é o valor da produção da indústria em questão no ano. Desta forma, a equação já corrigida pelas heterocedasticidades dos dados a ser estimada será:

$$MK_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 BI_{j,t} + \beta_2 CI_{j,t} + \beta_3 (BI_{j,t} * CI_{j,t}) + \beta_4 PS + \beta_5 (\log PT_{j,t}) + \beta_6 (RS_{j,t} * VP_{j,t}) + E_t \quad (5)$$

Em que “ $E_t$ ” é o erro de estimação.

A metodologia indiana se utiliza também de outro vetor de variáveis onde constam outros fatores que possam ter influenciado a margem de preço custo na indústria manufatureira no período estudado. Optamos por não utilizar este vetor, visto que os resultados estimados nos três modelos econométricos foram bastante significativos e não precisamos incluir um vetor de variáveis auxiliares nos modelos, tais como medidas protecionistas, a inclusão de barreiras não tarifárias, ações de salvaguarda, patentes e propriedades intelectuais.

### 3.1 – Margem de preço custo e *Markup*

Na sessão anterior, vimos que a margem de preço custo mostra a taxa que a margem de lucro representa sobre o preço de venda do produto.

Para calcularmos a margem de preço custo da indústria “j” no período “t” descrita na metodologia de Goldar e Aggarwal (2004) para o caso brasileiro, podemos utilizar novamente as matrizes de insumo produto do IBGE. Da equação (3) adotamos como numerador o “valor adicionado a preço básico” já deflacionado e ajustado à moeda corrente e o denominador como o “valor da produção”, onde ambos componentes da divisão se referem a um dado setor em um dado período de tempo.

Para o caso brasileiro, podemos reescrever (3) como:

$$\text{MPC}_{j,t} = \frac{\text{Valor adicionado a preço básico}_{j,t}}{\text{Valor da produção}_{j,t}} \quad (6)$$

Utilizaremos neste trabalho as matrizes de insumo de produção produto do IBGE entre os anos de 1990 e 1996 como principal fonte de dados para a metodologia do modelo. A seguir mostraremos como cada uma das variáveis foi deduzida a partir das matrizes já deflacionadas. As matrizes utilizadas mostram dados interessantes para componentes do valor agregado gerado no ano, porém ainda não deflacionados, como contribuições sociais efetivas e imputadas, excedente operacional bruto, impostos e subsídios sobre a produção, pessoal ocupado, remunerações, valor adicionado bruto a preço básico independente por setor e valor da produção. Ressaltamos que há várias medidas de mensuração e variação do *markup*, que dependem principalmente do ano base a que o pesquisador vier a utilizar. Ao observarmos

alguns trabalhos sobre o *markup* verificamos que, pelo menos para o caso Brasil, esta variação é insignificante (há valores nominais diferentes, mas não discrepantes).

Desta forma, utilizando os dados das indústrias de transformação das matrizes de insumo produto do IBGE entre os anos de 1990 e 1996 podemos apresentar os seguintes valores da margem de preço custo na Tabela 1 a seguir.

Tabela 1: Margem de preço custo dos setores da indústria brasileira entre 1990 – 1996.

<b>SETORES</b>	<b>1990</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>
<b>Minerais não metálicos</b>	0,248	0,291	0,275	0,286	0,329	0,315	0,286
<b>Siderurgia</b>	0,145	0,167	0,194	0,213	0,200	0,206	0,200
<b>Metalurgia de não ferrosos</b>	0,194	0,213	0,200	0,187	0,254	0,254	0,225
<b>Outros metalúrgicos</b>	0,083	0,115	0,123	0,138	0,180	0,160	0,153
<b>Máquinas e tratores</b>	0,237	0,237	0,296	0,387	0,355	0,338	0,359
<b>Material elétrico</b>	0,174	0,180	0,231	0,206	0,200	0,200	0,194
<b>Equipamentos elétricos</b>	0,270	0,275	0,275	0,291	0,320	0,329	0,338
<b>Automóveis, caminhões e ônibus</b>	0,138	0,174	0,167	0,187	0,213	0,225	0,237
<b>Outros veículos e peças</b>	0,138	0,123	0,160	0,180	0,194	0,187	0,174
<b>Madeira e mobiliário</b>	0,153	0,200	0,180	0,200	0,213	0,194	0,160
<b>Papel e gráfica</b>	0,138	0,200	0,138	0,091	0,115	0,167	0,145
<b>Indústria da borracha</b>	0,200	0,200	0,219	0,231	0,237	0,242	0,270
<b>Elementos químicos</b>	0,231	0,265	0,286	0,401	0,375	0,351	0,333
<b>Refino do petróleo</b>	0,248	0,219	0,315	0,441	0,390	0,359	0,310
<b>Químicos diversos</b>	0,200	0,213	0,187	0,200	0,194	0,174	0,213
<b>Farmacêutica e perfumaria</b>	0,265	0,194	0,291	0,329	0,324	0,296	0,281
<b>Artigos de plástico</b>	0,265	0,242	0,225	0,265	0,248	0,275	0,315
<b>Indústria têxtil</b>	0,225	0,187	0,187	0,200	0,187	0,200	0,206
<b>Artigos do vestuário</b>	0,231	0,200	0,225	0,200	0,206	0,200	0,225
<b>Fabricação de calçados</b>	0,074	0,099	0,194	0,187	0,153	0,145	0,180
<b>Indústria do café</b>	0,130	0,138	0,107	0,194	0,200	0,200	0,167
<b>Produção de vegetais</b>	0,160	0,200	0,225	0,225	0,200	0,167	0,242
<b>Abate de animais</b>	0,091	0,091	0,083	0,123	0,130	0,138	0,153
<b>Indústria de laticínios</b>	0,123	0,115	0,115	0,123	0,123	0,153	0,180
<b>Indústria de açúcar</b>	0,130	0,123	0,099	0,138	0,138	0,099	0,091
<b>Fabricação de óleos vegetais</b>	0,123	0,153	0,206	0,145	0,145	0,130	0,123
<b>Outros produtos alimentares</b>	0,123	0,138	0,167	0,174	0,167	0,174	0,187
<b>Indústrias diversas</b>	0,301	0,301	0,296	0,320	0,324	0,281	0,254

Fonte: Elaboração própria (2010).



Sabemos que a margem de preço custo e o *markup* possuem uma relação direta dada pela seguinte fórmula:

$$MK_{j,t} = \frac{1}{1 - MPC_{j,t}} \quad (7)$$

Da mesma forma, com uma inversão algébrica podemos deduzir a margem de preço custo a partir do *markup*:

$$MPC_{j,t} = \frac{MK_{j,t} - 1}{MK_{j,t}} \quad (8)$$

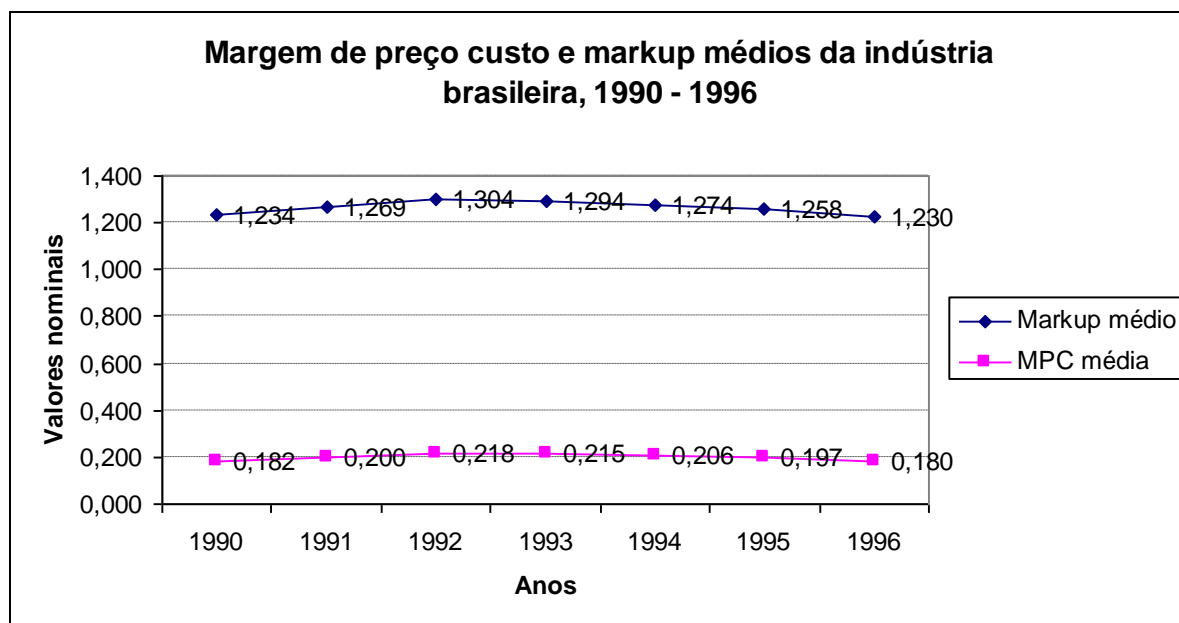
Onde o *markup* pode ser escrito como função da margem de preço custo e vice versa (7) e (8). A partir desta relação, notamos claramente que quanto maior for taxa que a margem de lucro representa sobre o preço de venda do produto, maior será o preço de venda em relação ao seu custo de produção. Desta forma, agora podemos escrever o *markup* auferido pelos setores estudados a partir dos valores obtidos com a margem de preço custo durante os anos de 1990 a 1996 na Tabela 2 a seguir.

**Tabela 2: Markup dos setores da indústria brasileira de transformação entre 1990 – 1996.**

<b>SETORES</b>	<b>1990</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>
<b>Minerais não metálicos</b>	1,33	1,41	1,38	1,40	1,49	1,46	1,40
<b>Siderurgia</b>	1,17	1,20	1,24	1,27	1,25	1,26	1,25
<b>Metalurgia de não ferrosos</b>	1,24	1,27	1,25	1,23	1,34	1,34	1,29
<b>Outros metalúrgicos</b>	1,09	1,13	1,14	1,16	1,22	1,19	1,18
<b>Máquinas e tratores</b>	1,31	1,31	1,42	1,63	1,55	1,51	1,56
<b>Material elétrico</b>	1,21	1,22	1,30	1,26	1,25	1,25	1,24
<b>Equipamentos elétricos</b>	1,37	1,38	1,38	1,41	1,47	1,49	1,51
<b>Automóveis, caminhões e ônibus</b>	1,16	1,21	1,20	1,23	1,27	1,29	1,31
<b>Outros veículos e peças</b>	1,16	1,14	1,19	1,22	1,24	1,23	1,21
<b>Madeira e mobiliário</b>	1,18	1,25	1,22	1,25	1,27	1,24	1,19
<b>Papel e gráfica</b>	1,16	1,25	1,16	1,10	1,13	1,20	1,17
<b>Indústria da borracha</b>	1,25	1,25	1,28	1,30	1,31	1,32	1,37
<b>Elementos químicos</b>	1,30	1,36	1,40	1,67	1,60	1,54	1,50
<b>Refino do petróleo</b>	1,33	1,28	1,46	1,79	1,64	1,56	1,45
<b>Químicos diversos</b>	1,25	1,27	1,23	1,25	1,24	1,21	1,27
<b>Farmacêutica e perfumaria</b>	1,36	1,24	1,41	1,49	1,48	1,42	1,39
<b>Artigos de plástico</b>	1,36	1,32	1,29	1,36	1,33	1,38	1,46
<b>Indústria têxtil</b>	1,29	1,23	1,23	1,25	1,23	1,25	1,26
<b>Artigos do vestuário</b>	1,30	1,25	1,29	1,25	1,26	1,25	1,29
<b>Fabricação de calçados</b>	1,08	1,11	1,24	1,23	1,18	1,17	1,22
<b>Indústria do café</b>	1,15	1,16	1,12	1,24	1,25	1,25	1,20
<b>Produção de vegetais</b>	1,19	1,25	1,29	1,29	1,25	1,20	1,32
<b>Abate de animais</b>	1,10	1,10	1,09	1,14	1,15	1,16	1,18
<b>Indústria de laticínios</b>	1,14	1,13	1,13	1,14	1,14	1,18	1,22
<b>Indústria de açúcar</b>	1,15	1,14	1,11	1,16	1,16	1,11	1,10
<b>Fabricação de óleos vegetais</b>	1,14	1,18	1,26	1,17	1,17	1,15	1,14
<b>Outros produtos alimentares</b>	1,14	1,16	1,20	1,21	1,20	1,21	1,23
<b>Indústrias diversas</b>	1,43	1,43	1,42	1,47	1,48	1,39	1,34

Fonte: Elaboração própria (2010).

Podemos demonstrar a relação existente entre margem de preço custo e *markup* de acordo com o Gráfico 2 abaixo.



**Gráfico 2:** Relação entre margem de preço custo e markup médios anuais.  
Fonte: Elaboração própria (2010).

Podemos notar que as médias do markup e da margem de preço custo setoriais de transformação acompanham certo padrão: ambas foram crescentes de 1990 a 1992 e caíram em um ritmo pequeno a partir de 1992 até 1996.

### 3.2 – Barreiras à importação

As barreiras à importação entre os anos do estudo em questão foram auferidas em Kume, Piani e Souza (2003) e conseguimos demonstrar os valores das tarifas nominais<sup>2</sup> de importação ao longo do tempo a partir da Tabela 3 a seguir.

<sup>2</sup> A tarifa nominal refere-se à alíquota do imposto de importação fixada na legislação, correspondem às médias ponderadas pelo valor adicionado a preços internacionais das tarifas dos produtos agrupadas pelos setores de atividade, segundo a classificação da Matriz de Insumo-produto do IBGE, definidos como comercializáveis, no período 1987-98 (KUME, PIANI, SOUZA, 2003).

**Tabela 3: Tarifa nominal média de importação (em %) por setor da indústria de transformação, 1990 – 1996.**

<b>SETORES</b>	<b>1990</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>
<b>Minerais não metálicos</b>	31,5	19,6	11,8	10,7	9,2	10,2	10,5
<b>Siderurgia</b>	14,5	10,3	7,0	5,8	6,3	7,1	7,8
<b>Metalurgia de não ferrosos</b>	17,6	13,0	8,2	7,4	7,6	8,9	8,8
<b>Outros metalúrgicos</b>	34,8	27,6	19,9	16,3	14,3	15,8	15,9
<b>Máquinas e tratores</b>	37,2	28,5	20,2	19,1	19,0	16,5	15,5
<b>Material elétrico</b>	44,1	35,2	23,5	18,8	18,4	21,3	17,2
<b>Equipamentos elétricos</b>	40,6	35,2	24,3	20,7	19,0	19,3	15,6
<b>Automóveis, caminhões e ônibus</b>	78,7	58,7	39,0	34,0	19,9	41,0	52,4
<b>Outros veículos e peças</b>	37,4	29,9	20,8	17,9	17,4	17,9	16,1
<b>Madeira e mobiliário</b>	25,4	16,4	9,8	9,5	8,8	10,7	11,0
<b>Papel e gráfica</b>	23,6	13,4	9,5	9,3	8,9	9,8	10,3
<b>Indústria da borracha</b>	46,6	34,8	20,6	14,9	12,1	12,6	12,5
<b>Elementos químicos</b>	24,8	18,4	14,2	12,4	8,5	7,6	6,5
<b>Refino do petróleo</b>	19,4	14,1	9,9	9,5	5,2	3,8	4,1
<b>Químicos diversos</b>	21,8	16,6	11,9	12,2	7,1	7,6	7,8
<b>Farmacêutica e perfumaria</b>	31,5	20,8	13,8	12,8	4,6	8,0	8,0
<b>Artigos de plástico</b>	39,0	31,2	22,0	16,8	15,7	15,3	15,2
<b>Indústria têxtil</b>	31,8	30,6	20,9	15,6	13,2	14,9	16,3
<b>Artigos do vestuário</b>	51,1	48,3	29,3	20,0	19,4	19,8	19,8
<b>Fabricação de calçados</b>	29,6	24,8	16,0	14,2	13,2	17,9	15,3
<b>Indústria do café</b>	28,9	20,0	14,4	12,2	9,8	10,0	12,0
<b>Produção de vegetais</b>	34,6	28,1	12,8	10,6	10,0	12,1	12,0
<b>Abate de animais</b>	19,7	16,0	10,0	9,7	7,3	8,4	9,2
<b>Indústria de laticínios</b>	32,7	27,5	20,9	20,0	23,5	18,1	18,9
<b>Indústria de açúcar</b>	25,7	20,4	20,0	20,0	10,1	16,0	16,0
<b>Fabricação de óleos vegetais</b>	16,6	9,6	8,9	8,9	8,0	8,3	8,4
<b>Outros produtos alimentares</b>	45,0	38,9	22,3	17,0	13,0	14,6	15,1
<b>Indústrias diversas</b>	41,6	33,2	21,1	16,4	14,4	13,5	13,5

Fonte: Elaboração própria a partir de Kume, Piani e Souza (2003)

### 3.3 – Concentração industrial

A variável “concentração industrial” a ser utilizada no trabalho teve seus valores retirados de Ferreira e Facchini (2004). Esta variável foi retirada do índice de Herfindahl para o Brasil entre 1990 e 1996 e engloba índices de participação do Estado no nível de emprego industrial médio, variância da participação dos estados no nível de emprego de uma indústria, entre outros. E este valor, que varia entre zero e um, mostra o quanto a participação de um estado no emprego da indústria se distancia da participação deste estado no emprego industrial como um todo, onde este cresce com o aumento da dispersão setorial e se reduz com a redução desta. Desta forma, o índice será maior quanto maior for a participação de cada planta no nível de emprego da indústria de manufaturados para o Brasil entre 1990 e 1996.

Podemos dividir os setores utilizados no trabalho da seguinte forma demonstrados na Tabela 4 a seguir.

**Tabela 4: Concentração industrial na indústria de transformação brasileira entre 1990 – 1996.**

<b>SETORES</b>	<b>1990</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>
<b>Minerais não metálicos</b>	0,618	0,618	0,650	0,655	0,674	0,627	0,627
<b>Siderurgia</b>	0,434	0,434	0,469	0,464	0,476	0,420	0,420
<b>Metalurgia de não ferrosos</b>	0,447	0,447	0,452	0,450	0,492	0,406	0,406
<b>Outros metalúrgicos</b>	0,115	0,115	0,143	0,135	0,135	0,117	0,117
<b>Máquinas e tratores</b>	0,592	0,592	0,627	0,775	0,714	0,587	0,587
<b>Material elétrico</b>	0,282	0,282	0,304	0,296	0,307	0,268	0,268
<b>Equipamentos elétricos</b>	0,384	0,384	0,436	0,396	0,488	0,494	0,494
<b>Automóveis, caminhões e ônibus</b>	0,684	0,684	0,820	0,852	0,843	0,692	0,692
<b>Outros veículos e peças</b>	0,498	0,498	0,459	0,402	0,391	0,364	0,364
<b>Madeira e mobiliário</b>	0,130	0,130	0,168	0,156	0,152	0,134	0,134
<b>Papel e gráfica</b>	0,615	0,615	0,622	0,613	0,620	0,523	0,523
<b>Indústria da borracha</b>	0,491	0,491	0,537	0,534	0,558	0,463	0,463
<b>Elementos químicos</b>	0,442	0,442	0,434	0,409	0,427	0,384	0,384
<b>Refino do petróleo</b>	0,971	0,971	0,975	0,973	0,977	0,973	0,973
<b>Químicos diversos</b>	0,466	0,466	0,447	0,459	0,462	0,404	0,404
<b>Farmacêutica e perfumaria</b>	0,174	0,174	0,200	0,188	0,186	0,152	0,152
<b>Artigos de plástico</b>	0,322	0,322	0,297	0,278	0,311	0,266	0,266
<b>Indústria têxtil</b>	0,105	0,105	0,116	0,116	0,103	0,081	0,081
<b>Artigos do vestuário</b>	0,194	0,194	0,210	0,224	0,211	0,182	0,182
<b>Fabricação de calçados</b>	0,100	0,100	0,146	0,138	0,125	0,103	0,103
<b>Indústria do café</b>	0,243	0,243	0,305	0,373	0,265	0,207	0,207
<b>Produção de vegetais</b>	0,148	0,148	0,173	0,176	0,150	0,179	0,179
<b>Abate de animais</b>	0,429	0,429	0,463	0,489	0,509	0,486	0,486
<b>Indústria de laticínios</b>	0,404	0,404	0,434	0,394	0,432	0,385	0,385
<b>Indústria de açúcar</b>	0,419	0,419	0,447	0,454	0,449	0,438	0,438
<b>Fabricação de óleos vegetais</b>	0,325	0,325	0,329	0,344	0,343	0,245	0,245
<b>Outros produtos alimentares</b>	0,148	0,148	0,173	0,176	0,150	0,179	0,179
<b>Indústrias diversas</b>	0,245	0,245	0,254	0,235	0,245	0,233	0,233

Fonte: Elaboração própria a partir de Ferreira e Facchini (2004).

### **3.4 – Participação dos salários**

A representatividade salarial pode ser medida dividindo-se o valor de salários pagos pelo valor adicionado bruto a preço básico do setor em questão. Significa o quanto o pagamento de salários representa em relação ao produto agregado do setor de transformação da indústria durante o ano de estudo. Tal variável foi incluída no modelo a fim de capturar o efeito inter temporal dos ganhos de trabalho na lucratividade da indústria de transformação.

Os valores referentes aos anos de 1990 até 1996 foram deduzidos a partir da matriz de produção das matrizes de insumo produto do IBGE seguindo os anos referentes segundo a Tabela 5 a seguir.

**Tabela 5: Participação salarial por setor da indústria de transformação brasileira, 1990 – 1996**

<b>SETORES</b>	<b>1990</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>
<b>Minerais não metálicos</b>	0,289	0,227	0,239	0,231	0,201	0,213	0,247
<b>Siderurgia</b>	0,202	0,163	0,118	0,103	0,100	0,097	0,104
<b>Metalurgia de não ferrosos</b>	0,192	0,172	0,161	0,164	0,115	0,115	0,133
<b>Outros metalúrgicos</b>	0,615	0,522	0,495	0,472	0,410	0,434	0,475
<b>Máquinas e tratores</b>	0,382	0,367	0,315	0,248	0,274	0,291	0,281
<b>Material elétrico</b>	0,387	0,343	0,267	0,287	0,300	0,289	0,310
<b>Equipamentos elétricos</b>	0,246	0,226	0,232	0,207	0,181	0,161	0,156
<b>Automóveis, caminhões e ônibus</b>	0,319	0,255	0,258	0,215	0,190	0,155	0,150
<b>Outros veículos e peças</b>	0,444	0,455	0,403	0,363	0,345	0,350	0,372
<b>Madeira e mobiliário</b>	0,394	0,321	0,332	0,313	0,300	0,327	0,347
<b>Papel e gráfica</b>	0,434	0,316	0,398	0,462	0,440	0,363	0,397
<b>Indústria da borracha</b>	0,276	0,261	0,236	0,205	0,206	0,198	0,203
<b>Elementos químicos</b>	0,251	0,205	0,181	0,118	0,113	0,136	0,134
<b>Refino do petróleo</b>	0,109	0,122	0,073	0,050	0,053	0,062	0,063
<b>Químicos diversos</b>	0,353	0,325	0,344	0,314	0,294	0,315	0,272
<b>Farmacêutica e perfumaria</b>	0,247	0,300	0,225	0,208	0,218	0,250	0,258
<b>Artigos de plástico</b>	0,310	0,291	0,313	0,281	0,291	0,264	0,284
<b>Indústria têxtil</b>	0,231	0,253	0,251	0,241	0,246	0,227	0,209
<b>Artigos do vestuário</b>	0,344	0,357	0,333	0,377	0,376	0,368	0,318
<b>Fabricação de calçados</b>	0,598	0,487	0,364	0,376	0,430	0,425	0,417
<b>Indústria do café</b>	0,310	0,273	0,348	0,202	0,148	0,171	0,185
<b>Produção de vegetais</b>	0,291	0,229	0,203	0,198	0,206	0,233	0,229
<b>Abate de animais</b>	0,348	0,326	0,362	0,268	0,267	0,256	0,234
<b>Indústria de laticínios</b>	0,229	0,236	0,251	0,230	0,234	0,184	0,156
<b>Indústria de açúcar</b>	0,355	0,335	0,374	0,332	0,306	0,378	0,410
<b>Fabricação de óleos vegetais</b>	0,186	0,142	0,093	0,119	0,109	0,127	0,114
<b>Outros produtos alimentares</b>	0,425	0,368	0,341	0,323	0,315	0,297	0,317
<b>Indústrias diversas</b>	0,290	0,281	0,281	0,248	0,238	0,280	0,277

Fonte: Elaboração própria (2010).



### 3.5 – Produtividade do trabalho

A produtividade do trabalho do setor pode ser medida dividindo-se o valor adicionado bruto a preço básico da produção pelo número de pessoas ocupadas, que é o número de pessoas que trabalham de carteira assinada no setor, demonstrando o valor monetário que cada trabalhador individual produziu para o setor no período em questão. Também poderíamos estimar esta variável a partir de horas trabalhadas por cada trabalhador individual no setor e constataríamos a evolução da produtividade setorial entre os anos estudados. Ao incluirmos tal variável no modelo houve presença de correlação com a primeira metodologia ( $\rho = 0,719$ ) e, desta forma, optamos por não incluirmos a presença de horas trabalhadas no modelo de produtividade trabalhista.

Os dados para esta variável foram deduzidos das matrizes de insumo produto do IBGE entre 1990 e 1996. Para chegarmos aos valores finais da produtividade do trabalho nos deparamos com dois problemas: as mudanças de padrões monetários e as inflações no período.

Na economia brasileira, entre 1990 e 1996, vigoraram três padrões monetários. Foram eles: Cruzeiro (16/03/1990 até 31/07/1993), Cruzeiro Real (01/08/1993 até 30/06/1994) e Real (01/07/1994 até os dias atuais). As matrizes de insumo produto disponibilizadas pelo IBGE de 1990 até 1992 estão em Cruzeiros, a referente ao ano de 1993 está em Cruzeiro Real e de 1994 em diante utiliza o padrão monetário atual, Real.

Para compararmos diferentes valores monetários, optamos por converter os valores adicionados brutos a preço básico das matrizes de 1990 até 1993 em Reais, ajustando os valores ao ano de 1994 (ano base). Desta forma, com base nas conversibilidades dispostas pelo Banco Central, convertemos primeiro os valores em Cruzeiros referentes aos anos de 1990, 1991 e 1992 em Reais da seguinte forma: devemos dividimos o valor dado em Cruzeiros por  $2,75 \times 10^6$  (dois milhões e setecentos e cinquenta mil) e tivemos os valores convertidos em Reais. Utilizando o mesmo padrão de conversibilidade do Banco Central, convertemos posteriormente os valores em Cruzeiro Real referente ao ano de 1993 em Reais da seguinte forma: dividimos o valor dado em Cruzeiros Reais por  $2,75 \times 10^3$  (dois mil setecentos e cinquenta) e tivemos os valores convertidos em Reais.

Para deflacionarmos os valores encontrados entre os anos de 1990 até 1996, mantivemos o ano base em 1994 e utilizamos o Índice de Produção Agregada da Fundação Getúlio Vargas (IPA – FGV, encontrados no site Ipea Data) para chegar aos valores da Tabela

3 da seguinte forma: para cada setor do trabalho fizemos uma média simples dos doze meses e tivemos o Índice de Produção Agregada por setor durante o período. Como o ano base se manteve em 1994, todos os valores foram divididos pelo valor do ano de 1994 (índice 1994 = 100).

Optamos por utilizar este ano base a fim de ter dados mais consistentes, o que poderá ser visto a partir da sessão 4.2. Ao utilizarmos os dados com seus valores brutos, poderíamos ter uma discrepância a respeito dos dados de outras variáveis, além de causar heterocedasticidade nas regressões a serem estimadas. Poderíamos ter utilizado os dados em valores nominais, mas ao definirmos um ano base (1994) percebemos que as estatísticas permanecem exatamente as mesmas, mudando apenas os coeficientes para resultados mais consistentes com a posterior aplicação do logaritmo. Desta forma, chegamos aos dados de produtividade do trabalho por setor da indústria de transformação entre 1990 e 1996 demonstrados na Tabela 6 a seguir.

**Tabela 6: Produtividade do trabalho (em %) por setor industrial da economia brasileira (1994 = 100) em R\$**

<b>SETORES</b>	<b>1990</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>
<b>Minerais não metálicos</b>	78,6	87,6	81,7	90,1	100,0	108,1	124,9
<b>Siderurgia</b>	67,2	86,5	95,0	101,9	100,0	110,3	120,5
<b>Metalurgia de não ferrosos</b>	71,9	76,2	81,7	89,0	100,0	95,9	104,8
<b>Outros metalúrgicos</b>	71,9	76,2	81,7	89,0	100,0	95,9	104,8
<b>Máquinas e tratores</b>	71,6	73,3	70,0	84,8	100,0	97,4	101,4
<b>Material elétrico</b>	64,7	69,2	71,4	83,1	100,0	110,2	124,3
<b>Equipamentos elétricos</b>	70,9	76,2	83,5	95,5	100,0	104,1	107,2
<b>Automóveis, caminhões e ônibus</b>	66,8	73,6	75,2	89,7	100,0	103,9	118,3
<b>Outros veículos e peças</b>	67,1	78,1	82,2	93,0	100,0	110,9	122,5
<b>Madeira e mobiliário</b>	80,3	98,7	88,0	98,8	100,0	96,1	96,9
<b>Papel e gráfica</b>	71,8	83,1	84,4	89,5	100,0	104,3	112,1
<b>Indústria da borracha</b>	84,5	84,4	87,7	94,0	100,0	105,3	124,6
<b>Elementos químicos</b>	76,0	77,3	82,5	91,3	100,0	103,3	116,0
<b>Refino do petróleo</b>	55,3	52,0	79,2	109,2	100,0	98,0	99,7
<b>Químicos diversos</b>	93,2	108,8	92,3	103,4	100,0	104,9	128,3
<b>Farmacêutica e perfumaria</b>	78,6	79,8	90,2	96,5	100,0	93,5	99,6
<b>Artigos de plástico</b>	85,4	96,7	95,6	93,7	100,0	113,4	132,5
<b>Indústria têxtil</b>	73,9	83,2	92,2	93,7	100,0	97,3	112,3
<b>Artigos do vestuário</b>	85,4	86,7	92,1	99,6	100,0	105,1	121,2
<b>Fabricação de calçados</b>	85,4	86,7	92,1	99,6	100,0	105,1	121,2
<b>Indústria do café</b>	75,0	105,8	71,8	104,2	100,0	92,5	95,3
<b>Produção de vegetais</b>	84,8	94,4	108,1	118,1	100,0	96,4	109,4
<b>Abate de animais</b>	83,2	84,2	89,9	113,0	100,0	114,7	132,5
<b>Indústria de laticínios</b>	142,2	123,2	122,3	112,5	100,0	126,9	148,6
<b>Indústria de açúcar</b>	91,9	95,2	84,7	98,1	100,0	91,9	85,7
<b>Fabricação de óleos vegetais</b>	69,9	69,6	107,2	97,3	100,0	104,1	108,3
<b>Outros produtos alimentares</b>	78,2	84,4	87,0	93,1	100,0	107,0	114,9
<b>Indústrias diversas</b>	86,8	103,8	92,5	100,4	100,0	83,3	93,7

Fonte: Elaboração própria (2010).

### 3.6 – Representatividade setorial

Goldar e Aggarwal (2004) utilizam duas variáveis em seu trabalho como a última variável do modelo (variáveis que possam ter influenciado a margem de preço custo), são essas o nível salarial médio do setor e a taxa de crescimento anual da indústria.

Inúmeros fatores podem ser utilizados como possíveis determinantes e impactantes da margem de preço custo; usaremos em nosso trabalho uma variável diferente dos autores acima, a “representatividade industrial”, que significa a taxa de contribuição de cada indústria perante ao *quantum* total do valor adicionado a preço básico dos vinte e oito setores utilizados no trabalho ao longo dos anos de 1990 até 1996.

Utilizamos mais uma vez as matrizes de insumo produto do IBGE dos anos citados para análise com valores já convertidos e deflacionados para a moeda vigente. A representatividade de cada setor foi deduzida dividindo-se o valor adicionado a preço básico pelo produto agregado total da indústria de transformação em cada ano. O resultado está demonstrada na Tabela 7 a seguir.

**Tabela 7: Representatividade industrial (em %) por setor da indústria brasileira entre 1990 e 1996**

<b>SETORES</b>	<b>1990</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>
<b>Minerais não metálicos</b>	4,97	5,51	4,81	4,26	4,85	4,81	4,55
<b>Siderurgia</b>	3,64	4,21	4,88	4,24	4,04	3,89	3,73
<b>Metalurgia de não ferrosos</b>	2,02	2,09	1,75	1,36	1,90	1,88	1,91
<b>Outros metalúrgicos</b>	5,42	5,72	4,76	4,76	5,38	5,17	5,45
<b>Máquinas e tratores</b>	8,78	7,90	8,99	9,51	9,45	9,22	9,20
<b>Material elétrico</b>	3,49	3,16	3,19	2,61	2,66	3,09	2,76
<b>Equipamentos elétricos</b>	4,39	3,85	2,93	2,90	3,53	4,70	4,39
<b>Automóveis, caminhões e ônibus</b>	2,25	2,64	2,38	2,61	3,12	4,10	4,10
<b>Outros veículos e peças</b>	4,35	3,92	4,07	4,14	4,60	4,71	4,43
<b>Madeira e mobiliário</b>	3,74	3,70	2,94	3,19	3,55	3,28	3,72
<b>Papel e gráfica</b>	4,51	5,89	4,40	3,14	3,41	3,82	4,56
<b>Indústria da borracha</b>	1,57	1,57	1,57	1,47	1,52	1,57	1,52
<b>Elementos químicos</b>	3,00	3,76	3,81	4,62	4,25	3,69	3,47
<b>Refino do petróleo</b>	10,77	9,08	13,23	17,25	14,19	11,93	10,37
<b>Químicos diversos</b>	4,68	5,16	4,33	3,76	3,51	3,38	3,78
<b>Farmacêutica e perfumaria</b>	2,75	2,20	3,02	3,35	3,17	3,32	3,40
<b>Artigos de plástico</b>	3,02	2,67	2,22	2,31	2,11	2,49	2,82
<b>Indústria têxtil</b>	5,89	4,85	4,10	3,76	3,48	3,45	3,41
<b>Artigos do vestuário</b>	4,05	3,13	2,77	2,39	2,42	2,41	2,58
<b>Fabricação de calçados</b>	1,66	1,65	1,91	1,77	1,50	1,31	1,42
<b>Indústria do café</b>	0,64	0,75	0,58	0,85	1,17	1,04	0,98
<b>Produção de vegetais</b>	2,96	3,67	4,04	3,51	3,42	3,17	3,45
<b>Abate de animais</b>	1,89	2,08	1,93	2,24	2,27	2,58	2,72
<b>Indústria de laticínios</b>	0,98	1,00	0,95	0,85	0,85	1,08	1,37
<b>Indústria de açúcar</b>	0,87	0,96	0,90	0,84	0,93	0,85	0,72
<b>Fabricação de óleos vegetais</b>	1,07	1,37	2,00	1,30	1,43	1,92	1,36
<b>Outros produtos alimentares</b>	3,98	4,78	5,05	4,51	4,69	5,20	5,55
<b>Indústrias diversas</b>	2,65	2,72	2,49	2,48	2,59	1,95	2,27

Fonte: Elaboração própria (2010).

### **3.7 – Variação na produção**

A variável “variação na produção” representa a taxa de crescimento do setor da indústria de transformação nos anos vigentes do estudo em questão. Utilizamos mais uma vez as matrizes de insumo produto do IBGE dos anos citados para análise com valores já convertidos e deflacionados para a moeda vigente para obtermos os dados.

O crescimento de cada setor foi deduzido dividindo-se o valor adicionado a preço básico do ano vigente pelo valor adicionado a preço básico do mesmo setor, porém, do ano anterior. A taxa de crescimento da indústria de transformação por setor está demonstrada na Tabela 8 a seguir.

**Tabela 8: Taxa de crescimento da indústria de transformação no Brasil entre 1990 – 1996.**

<b>SETORES</b>	<b>1990</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>
<b>Minerais não metálicos</b>	0,15	0,17	- 0,23	0,62	0,11	0,05	0,62
<b>Siderurgia</b>	0,17	0,20	0,02	-0,01	- 0,06	0,02	0,64
<b>Metalurgia de não ferrosos</b>	0,06	0,08	- 0,05	0,03	0,29	0,05	0,73
<b>Outros metalúrgicos</b>	0,08	0,09	- 0,23	0,19	0,10	0,01	0,80
<b>Máquinas e tratores</b>	0,04	0,06	0,00	0,19	0,05	0,03	0,70
<b>Material elétrico</b>	0,14	0,16	0,07	0,11	0,13	0,23	0,53
<b>Equipamentos elétricos</b>	0,39	0,35	- 0,12	0,32	0,38	0,41	0,59
<b>Automóveis, caminhões e ônibus</b>	0,24	0,26	- 0,15	0,34	0,25	0,39	0,70
<b>Outros veículos e peças</b>	0,03	0,04	- 0,06	0,16	0,11	0,08	0,61
<b>Madeira e mobiliário</b>	0,11	0,14	- 0,17	0,21	0,03	- 0,02	0,94
<b>Papel e gráfica</b>	0,33	0,35	- 0,28	- 0,14	0,19	0,18	1,04
<b>Indústria da borracha</b>	0,03	0,03	- 0,28	0,02	0,02	0,09	0,66
<b>Elementos químicos</b>	0,24	0,26	- 0,24	0,67	0,02	- 0,08	0,61
<b>Refino do petróleo</b>	- 0,11	- 0,12	0,42	0,38	- 0,11	- 0,11	0,48
<b>Químicos diversos</b>	0,14	0,17	- 0,21	0,03	- 0,06	0,02	0,91
<b>Farmacêutica e perfumaria</b>	- 0,16	- 0,18	0,12	0,19	- 0,05	0,11	0,75
<b>Artigos de plástico</b>	- 0,12	- 0,13	- 0,29	0,28	0,05	0,24	0,94
<b>Indústria têxtil</b>	- 0,03	- 0,04	- 0,13	0,05	- 0,03	0,05	0,69
<b>Artigos do vestuário</b>	- 0,01	- 0,01	0,25	- 0,01	0,04	0,06	0,82
<b>Fabricação de calçados</b>	0,18	0,21	0,31	- 0,03	- 0,20	- 0,07	0,85
<b>Indústria do café</b>	0,46	0,48	-0,32	0,04	- 0,03	- 0,06	0,61
<b>Produção de vegetais</b>	0,10	0,11	0,15	0,07	- 0,14	- 0,02	0,86
<b>Abate de animais</b>	0,03	0,05	0,11	0,24	- 0,10	0,20	0,80
<b>Indústria de laticínios</b>	- 0,09	-0,10	0,03	- 0,11	- 0,10	0,35	1,15
<b>Indústria de açúcar</b>	0,11	0,12	- 0,07	0,13	0,03	- 0,03	0,44
<b>Fabricação de óleos vegetais</b>	- 0,02	- 0,03	1,52	- 0,47	- 0,64	0,42	0,20
<b>Outros produtos alimentares</b>	0,08	0,08	0,11	0,06	-0,07	0,17	0,82
<b>Indústrias diversas</b>	0,22	0,23	- 0,07	0,10	- 0,02	- 0,21	0,99

Fonte: Elaboração própria (2010).

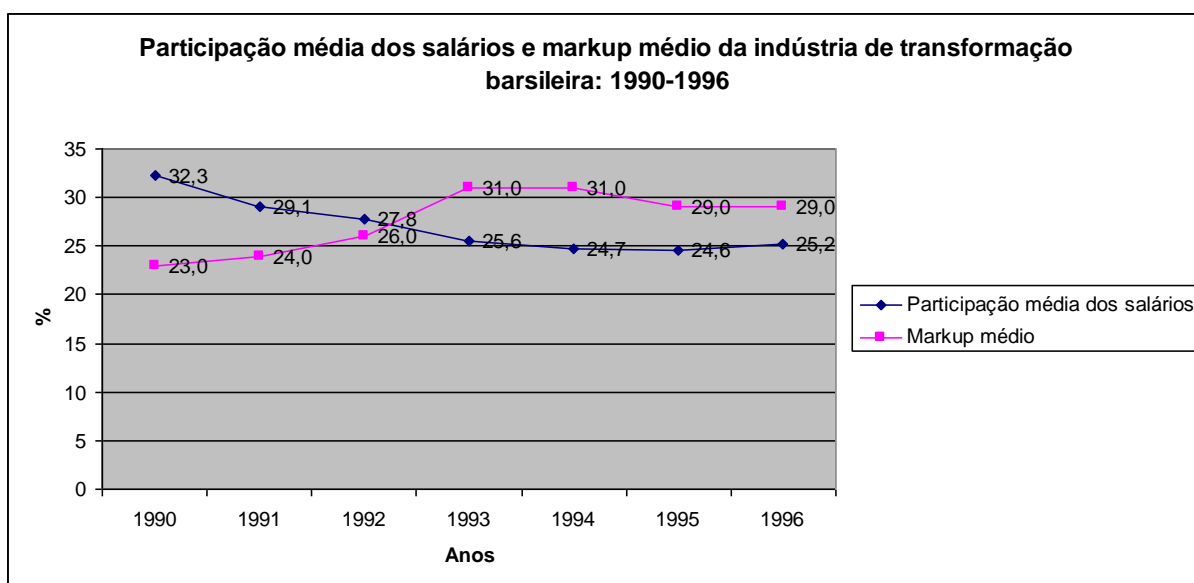
## 4 – RESULTADOS EMPÍRICOS

### 4.1 – Análise do comportamento da participação salarial e *markup* médios

Analisando os *markups* médios anuais no Gráfico 3 abaixo, podemos notar que há um crescimento da taxa entre 1990 e 1993. Após este período, o *markup* cai gradualmente no período pós reforma até o ano de 1996, mantendo o comportamento de queda demonstrado na sessão de revisão de literatura.

De outro modo, ainda neste gráfico, podemos perceber que houve uma queda significativa na participação média dos salários perante o produto anual das indústrias de transformação entre 1990 e 1996.

Comparando o comportamento de ambas variáveis no Gráfico 3, podemos sugerir a possibilidade de que esta queda na participação média dos salários pode ter influenciado negativamente o comportamento dos *markups* médios dos setores da indústria de transformação brasileira nos períodos já observados. Posteriormente, uma análise mais completa da veracidade destes resultados será feita via dados de painel.



**Gráfico 3:** Participação média dos salários e *markups* médios anuais (%) da indústria de transformação brasileira entre 1990 e 1996.

Fonte: Elaboração própria (2010).



Tais resultados são consistentes com a Tabela 9 a seguir. Podemos perceber que o *markup* auferido por todas as indústrias de transformação aumentam no período 1994 – 1996 em relação a 1990 – 1993, excetuando os setores de material elétrico, papel e gráfica, químicos diversos, indústria têxtil, artigos do vestuário, indústria do açúcar, fabricação de óleos vegetais e indústrias diversas nos períodos de estudo.

Já a variável participação dos salários tem comportamento inverso, declinando no período 1994 – 1996 em relação a 1990 – 1993, excetuando os setores de artigos do vestuário e indústria do açúcar nos períodos observados. Observemos:

**Tabela 9: Markup e participação salarial na indústria de transformação brasileira: 1990-1996.**

Indústria	Markup (%)		Participação dos salários (%)	
	1990 - 1993	1994 - 1996	1990 - 1993	1994 - 1996
<b>Minerais não metálicos</b>	38,00	45,00	24,65	22,02
<b>Siderurgia</b>	22,00	25,33	14,65	10,03
<b>Metalurgia de não ferrosos</b>	24,75	32,33	17,25	12,07
<b>Outros metalúrgicos</b>	13,00	19,67	52,60	43,95
<b>Máquinas e tratores</b>	41,75	54,00	32,78	28,20
<b>Material elétrico</b>	24,75	24,67	32,09	29,95
<b>Equipamentos elétricos</b>	38,50	49,00	22,78	16,57
<b>Automóveis, caminhões e ônibus</b>	20,00	29,00	26,17	16,51
<b>Outros veículos e peças</b>	17,75	22,67	41,60	35,57
<b>Madeira e mobiliário</b>	22,50	23,33	34,00	32,44
<b>Papel e gráfica</b>	16,75	16,67	40,24	40,00
<b>Indústria da borracha</b>	27,00	33,33	24,46	20,21
<b>Elementos químicos</b>	43,25	54,67	18,87	12,74
<b>Refino do petróleo</b>	46,50	55,00	8,86	5,92
<b>Químicos diversos</b>	25,00	24,00	33,42	29,38
<b>Farmacêutica e perfumaria</b>	37,50	43,00	24,49	24,19
<b>Artigos de plástico</b>	33,25	39,00	29,87	27,99
<b>Indústria têxtil</b>	25,00	24,67	24,39	22,74
<b>Artigos do vestuário</b>	27,25	26,67	35,27	35,39
<b>Fabricação de calçados</b>	16,50	19,00	45,65	42,37
<b>Indústria do café</b>	16,75	23,33	28,32	16,78
<b>Produção de vegetais</b>	25,50	25,67	23,01	22,27
<b>Abate de animais</b>	10,75	16,33	32,61	25,19
<b>Indústria de laticínios</b>	13,50	18,00	23,66	19,11
<b>Indústria de açúcar</b>	14,00	12,33	34,89	36,46
<b>Fabricação de óleos vegetais</b>	18,75	15,33	13,49	11,69
<b>Outros produtos alimentares</b>	17,75	21,33	36,41	30,97
<b>Indústrias diversas</b>	43,75	40,33	27,49	26,51

Fonte: Elaboração própria (2010).

Podemos esboçar um perfil de análise dos *markups* médios entre os setores da indústria de transformação entre 1990 e 1996 de acordo com a Tabela 10 abaixo, separando os setores em dois grupos: bens intermediários e de capital (bens de valor agregado geralmente superior, industrializados e destinados a depreciação e consumo de médio e longo prazos, além de necessários e finais para funcionamento de máquinas e equipamentos como minerais, aço, ferro, meios de transporte, materiais elétricos e eletrônicos e peças); e bens de consumo (bens de valor agregado geralmente inferior, manufaturados e destinados ao uso de curto prazo, perecíveis, depreciação rápida e consumo imediato como gasolina, borracha, plástico, remédios, perfumes, roupa, calçados, tecidos, carne, laticínios, açúcar e outros produtos alimentícios). Esta tabela nos dá o perfil das indústrias de transformação de acordo com o *markup* médio auferido pelos 28 setores da indústria de transformação nos anos de análise.

**Tabela 10: Perfil das indústrias de acordo com o markup médio auferido entre 1990 e 1996**

<i>Markup</i>	Bens de capital e intermediários	Bens de consumo	Total de indústrias
<b>Menor que 15%</b>	0 (0,0%)	3 (10,7%)	3 (10,7%)
<b>Entre 15% e 20%</b>	3 (10,7%)	4 (14,3%)	7 (25,0%)
<b>Acima de 20%</b>	8 (28,6%)	10 (35,7%)	18 (64,3%)
<b>TOTAL</b>	<b>11 (39,3%)</b>	<b>17 (60,7%)</b>	<b>28 (100%)</b>

Fonte: Elaboração própria (2010)

Podemos perceber que entre as indústrias que tiveram a margem média de lucro menor que 15% foram 10,7% do total observado, sendo todas essas referentes a bens de consumo. Já no que tange a ter a margem média de lucro entre 15 e 20% tivemos 25% das observações, separadas com a proporção de 10,7% sendo indústrias de bens intermediários e de capital e 14,3% do total sendo indústrias de bens de consumo. Porém, conseguimos notar claramente que a maior parte das indústrias de transformação observadas entre 1990 e 1996 obtiveram um *markup* maior que 20% entre 1990 e 1996, totalizando 64,3% do total e mais uma vez com as indústrias voltadas a bens de consumo liderando a proporção com 35,7% das observações, enquanto as indústrias voltadas a bens de capital e intermediários representaram 28,6% do total de observações.

## **4.2 – Análise do modelo em dados de painel utilizando o método de mínimos quadrados ordinários**

Em seu trabalho, Goldar e Aggarwal (2004) não utilizam o método de mínimos quadrados ordinários a fim de obter resultados que indiquem os impactos (positivos ou negativos) da abertura comercial indiana nas variáveis apresentadas a seguir, utilizando apenas o método de Kmenta (1986) para efeitos fixos e randômicos, que serão apresentados na próxima sessão. Porém, optamos por apresentar o trabalho adicionando às análises as estimações feitas pelo método de mínimos quadrados ordinários a fim de constatar e comprovarmos a robustez dos dados, assim como os impactos que as variáveis já apresentadas tiveram na margem de lucro da indústria brasileira de transformação entre 1990 e 1996.

As estimações do modelo por mínimos quadrados ordinários estão demonstradas nas Tabelas 11, 12 e 13. Os resultados obtidos utilizando as variáveis do modelo (barreiras à importação – BI, concentração industrial – CI, participação dos salários – PS no produto, produtividade do trabalho – PT, representatividade setorial – RS e variação na produção – VP), assim como seus coeficientes estão demonstrados na Tabela 11 abaixo, onde os dados deste primeiro painel foram estimados utilizando todos os 28 setores da indústria de transformação brasileira entre 1990 e 1996.

Nas tabelas a seguir, foram feitas sete estimações diferentes combinando os coeficientes para testar a veracidade dos dados. Na estimação I retiramos as variáveis “concentração industrial”, a combinação desta com as “barreiras à importação”, e a combinação entre as variáveis “representatividade setorial” e “variação na produção”. Na estimação número II testamos os coeficientes retirando as combinações entre “barreiras à importação” e “concentração industrial”, assim como entre “representatividade setorial” e “variação na produção”. Na estimação III retiramos a variável “concentração industrial” e a combinação entre “representatividade setorial” e “variação na produção”. Na estimação número IV testamos os coeficientes retirando apenas a combinação entre “representatividade setorial” e “variação na produção”. Na estimação V retiramos apenas a combinação entre “barreiras à importação” e “concentração industrial”. Na estimação de número VI testamos os coeficientes retirando apenas a variável “concentração industrial”. Finalmente, na estimação VII testamos todos os coeficientes do modelo.

Os coeficientes significativos das variáveis apresentadas nas tabelas abaixo estão representados pela notação “\*” para coeficientes estatisticamente significativos a 10% de

nível de significância, a notação “\*\*\*” para coeficientes estatisticamente significativos a 5% de nível de significância e a notação “\*\*\*\*” para coeficientes estatisticamente significativos a 1% de nível de significância. Tal distinção com asteriscos foi utilizada para melhor visualização de impactos e significância das variáveis na margem de preço custos dos três modelos econométricos utilizados.

**Tabela 11: Estimação do modelo utilizando o “markup” como variável dependente na indústria de transformação brasileira entre 1990 e 1996 utilizando o método de mínimos quadrados ordinários.**

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: Markup						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
<b>Constant</b>	0,993 ***	0,756 ***	1,056 ***	0,797 ***	0,908 ***	1,220 ***	0,952 ***
(t)	(6,577)	(4,089)	(6,734)	(4,323)	(4,690)	(7,203)	(4,966)
<b>BI</b>	0,095 *	0,112 **	0,182 **	0,235 ***	0,094 *	0,170 **	0,224 ***
(t)	(1,914)	(2,255)	(2,327)	(2,952)	(1,891)	(2,194)	(2,844)
<b>CI</b>		0,144 **		0,172 **	0,146 **		0,175 ***
(t)		(2,179)		(2,563)	(2,230)		(2,649)
<b>BI*CI</b>			- 0,255	- 0,352 *		- 0,274	- 0,373 **
(t)			(- 1,434)	(- 1,965)		(- 1,560)	(- 2,112)
<b>PS</b>	-0,94 ***	-0,89 ***	-0,95 ***	- 0,908 ***	- 0,91 ***	-0,97 ***	- 0,924 ***
(t)	(- 8,638)	(- 8,206)	(- 8,770)	(- 8,393)	(- 8,438)	(- 8,926)	(- 8,657)
<b>Log PT</b>	0,114 ***	0,133 ***	0,105 ***	0,123 ***	0,100 ***	0,071 **	0,089 ***
(t)	(3,947)	(4,446)	(3,544)	(4,113)	(3,077)	(2,175)	(2,718)
<b>RS*VP</b>					0,642 **	0,656 **	0,670 **
(t)					(2,339)	(2,370)	(2,464)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,904	0,907	0,905	0,909	0,910	0,909	0,912
<b>Observações</b>	196	196	196	196	196	196	196

Fonte: Elaboração própria (2010)

Os resultados presentes na Tabela 11 indicam claramente uma relação positiva entre o *markup* auferido e as “barreiras à importação” (BI). O coeficiente apresentado pelas barreiras à importação é positivo em todos os sete casos e estatisticamente significativo a níveis de significância de 1% em duas estimações (IV e VII), significativo a 5% em três (II, III e VI) e a

10% em duas (I e V), totalizando sete estimações. A inferência que pode ser feita a partir desses resultados é que a diminuição das barreiras tarifárias nas importações de manufaturados no Brasil entre 1990 e 1996 teve um significativo efeito pró competitividade na indústria de transformação brasileira.

Os coeficientes da variável que representam a “concentração industrial” (CI) são positivos em todos os quatro casos e estatisticamente significativos a 1% em apenas na estimação VII e com 5% de significância nas três estimações restantes (II, IV e V). Há uma relação positiva entre a concentração industrial e o *markup* de acordo com as expectativas e resultados obtidos na literatura.

A interação entre barreiras à importação e concentração industrial (BI\*CI) teve o coeficiente negativo em todos os quatro casos apresentados e todos com estatísticas significativas a 10% de confiança em apenas duas estimações, IV e VII (excetuando as estimações na estimação de número III e VI), sugerindo um pequeno efeito na margem de lucro da indústria de transformação.

Como mencionado na sessão 3.4, a variável “participação dos salários” (PS) foi incluída no modelo a fim de capturar o efeito inter temporal dos ganhos de trabalho na lucratividade da indústria de transformação entre 1990 e 1996. Os coeficientes desta variável foram todos negativos e próximos em todas as sete estimações e todos estatisticamente significativos a 1% de significância.

No que tange à variável “produtividade do trabalho” (PT), uma relação positiva e significativa foi encontrada. O coeficiente foi positivo e próximo em todas as sete estimações e estatisticamente significativos a 1% em seis destas (I, II, III, IV, V e VII) ou 5% (apenas na estimação VI), sendo uma relação já esperada com o *markup*, mostrando que o aumento da produtividade do trabalho impactou de forma positiva a margem de lucro dos setores estudados.

Em relação à combinação entre as variáveis “representatividade setorial” e “variação na produção” (RS\*VP), obtivemos todos os coeficientes positivos e próximos, além de serem estatisticamente significativos a 5% de significância nas três estimações feitas onde esta interação foi utilizada (as estimações de número V, VI e VII). Podemos auferir então que houve uma relação positiva entre a taxa de crescimento da indústria juntamente com a representatividade de cada setor e a margem de lucro da indústria brasileira de transformação nos anos das estimações.

A fim de checar a robustez das estimações do modelo, estimamos as equações de maneira separada dividindo os vinte e oito setores da indústria de transformação em dois

grupos distintos: bens intermediários e de capital no primeiro grupo e bens de consumo no segundo. As estimações para os setores de bens intermediários e de capital estão demonstradas na Tabela 12 a seguir e posteriormente na Tabela 13 demonstramos as estimações para os setores de bens de consumo.

**Tabela 12: Estimação do modelo utilizando o “*markup*” como variável dependente na nos setores de bens intermediários e de capital da indústria de transformação brasileira entre 1990 e 1996 utilizando o método de mínimos quadrados ordinários.**

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: <i>Markup</i>						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
<b>Constant</b>	1,497 ***	1,332 ***	1,518 ***	1,289 ***	1,475 ***	1,651 ***	1,419 ***
(t)	(8,388)	(6,737)	(8,472)	(6,657)	(6,989)	(8,536)	(6,810)
<b>BI</b>	0,068	0,093	0,187	0,345 **	0,066	0,147	0,302 **
(t)	(1,098)	(1,490)	(1,504)	(2,568)	(1,049)	(1,178)	(2,229)
<b>CI</b>		0,097 *		0,147 **	0,094 *		0,140 **
(t)		(1,802)		(2,555)	(1,774)		(2,465)
<b>BI*CI</b>			- 0,231	- 0,463 **		- 0,202	- 0,427 *
(t)			(- 1,104)	(- 2,104)		(- 0,980)	(- 1,955)
<b>PS</b>	-1,14 ***	-1,08 ***	- 1,18***	- 1,14 ***	- 1,09 ***	-1,18 ***	- 1,141 ***
(t)	(- 9,036)	(- 8,508)	(- 8,959)	(- 8,989)	(- 8,680)	(- 9,069)	(- 9,091)
<b>Log PT</b>	0,018	0,041	0,013	0,044	0,013	- 0,012	0,019
(t)	(0,565)	(1,223)	(0,429)	(1,363)	(0,354)	(- 0,368)	(0,540)
<b>RS*VP</b>					0,543 *	0,535 *	0,481
(t)					(1,747)	(1,689)	(1,576)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,944	0,947	0,945	0,951	0,950	0,948	0,953
<b>Observações</b>	77	77	77	77	77	77	77

Fonte: Elaboração própria (2010)

Os resultados apresentados na Tabela 12 nos indicam claramente uma relação positiva entre a margem de lucro auferida e as “barreiras à importação” (BI), da mesma forma como os resultados obtidos na Tabela 11 anterior com o modelo completo onde utilizamos os vinte e oito setores da indústria de transformação brasileira entre os anos de 1990 e 1996. O coeficiente apresentado pelas barreiras à importação é positivo em todos os sete casos e

estatisticamente significativo ao nível de significância de 5% em duas das sete estimações (IV e VII), enquanto nas outras o coeficiente encontrado não foi significativo (I, II, III, V e VI). A inferência que pode ser feita a partir dos resultados obtidos é que a diminuição das barreiras tarifárias nas importações de bens intermediários e de capital no país entre os anos de estudo de nosso modelo também teve um efeito pró competitividade na indústria brasileira de transformação voltada a estes tipos de bens, não tão forte quanto um resultado total, tendendo a reduzir a margem de lucro dos setores estudados.

Os coeficientes da variável que representam a “concentração industrial” (CI) são positivos em todos os quatro casos, assim como no teste inicial com todos os setores na Tabela 11 e estatisticamente significativos a 5% nas estimações IV e VII e 10% de significância nas estimações restantes onde esta variável “concentração industrial” foi inserida (IV e VII), ocorrendo uma relação positiva entre a concentração industrial nos setores de bens intermediários e de capital e a margem de lucro auferida por estes.

A interação entre barreiras à importação e concentração industrial (BI\*CI) também seguiu o padrão apresentado na Tabela 11 do modelo inicial. Tal combinação entre estas variáveis também teve o coeficiente negativo em todos os casos e significativo a 5% apenas na estimação de número IV e a 10% na estimação VII. As demais estimações (III e VI) não obtiveram estatísticas significativas, sugerindo um pequeno efeito na margem de lucro da indústria de transformação das indústrias voltadas à produção dos bens já citados.

Com respeito à variável “participação dos salários” (PS), seus coeficientes no modelo voltado apenas para os setores de bens intermediários e de capital foram todos negativos e próximos em todas as sete estimações e todos estatisticamente significativos a 1% de confiança, de acordo com o modelo anterior da Tabela 11.

No que tange à variável “produtividade do trabalho” (PT) nos setores da indústria de transformação brasileira voltada a bens intermediários e de capital, mais uma vez uma relação positiva entre os dados foi encontrada (excetuando a estimação VI). O coeficiente foi positivo e próximo em seis estimações, sendo uma relação já esperada com a margem de lucro, demonstrando que o aumento da produtividade do trabalho impactou de forma positiva a margem de lucro dos setores estudados no modelo. Porém, nenhuma obteve um coeficiente significativo e aceitável, demonstrando uma baixa influência do aumento da produtividade do trabalho no *markup* da indústria brasileira de transformação entre 1990 e 1996.

Em relação à combinação entre as variáveis “representatividade setorial” e “variação na produção” (RS\*VP), obtivemos todos os coeficientes positivos e próximos, além de serem estatisticamente significativos a 10% de confiança nas duas estimações V e VI onde esta



interação foi utilizada (a estimação de número VII não apresentou coeficiente significativo). Isto significa que houve uma relação positiva entre a taxa de crescimento da indústria juntamente com a representatividade de cada setor e a margem de lucro da indústria de transformação voltada à produção de bens intermediários e de capital.

Prosseguindo com o teste de robustez do modelo exposto acima, na próxima tabela apresentaremos os resultados em dados de painel de um modelo diferente de estimações. Desta vez estimaremos a margem de lucro das indústrias como variável dependente daquelas já mencionadas anteriormente, mas agora separando os setores da indústria de transformação brasileira voltados à produção de bens de consumo entre os anos de estudo do modelo. As estimações para os setores em questão estão demonstradas na Tabela 13 a seguir.

**Tabela 13: Estimação do modelo utilizando o “markup” como variável dependente na nos setores de bens consumo da indústria de transformação brasileira entre 1990 e 1996 utilizando o método de mínimos quadrados ordinários.**

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: Markup						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
<b>Constant</b>	0,591 ***	0,361	0,729 ***	0,438	0,507	0,912 ***	0,605 *
(t)	(2,626)	(1,148)	(3,034)	(1,398)	(1,567)	(3,499)	(1,876)
<b>BI</b>	0,114 *	0,121 *	0,236 **	0,271 **	0,109	0,232 **	0,270 **
(t)	(1,674)	(1,769)	(2,281)	(2,559)	(1,594)	(2,261)	(2,580)
<b>CI</b>		0,187		0,261	0,206		0,286
(t)		(1,043)		(1,433)	(1,153)		(1,590)
<b>BI*CI</b>			- 0,493	- 0,593 *		- 0,528 *	- 0,642 **
(t)			(- 1,558)	(- 1,842)		(- 1,683)	(- 2,009)
<b>PS</b>	- 0,79 ***	- 0,78 ***	- 0,81 ***	- 0,790 ***	- 0,80 ***	- 0,827 ***	- 0,811 ***
(t)	(- 5,114)	(- 5,010)	(- 5,240)	(- 5,151)	(- 5,164)	(- 5,416)	(- 5,343)
<b>Log PT</b>	0,192 *	0,201 *	0,171 *	0,180 *	0,167 *	0,133 *	0,140 *
(t)	(4,442)	(4,562)	(3,811)	(3,985)	(3,445)	(2,690)	(2,834)
<b>RS*VP</b>					0,670 *	0,685 *	0,734 *
(t)					(1,667)	(1,719)	(1,851)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,892	0,894	0,895	0,897	0,897	0,898	0,901
<b>Observações</b>	119	119	119	119	119	119	119

Fonte: Elaboração própria (2010)

Os resultados apresentados na Tabela 13 também nos indicam uma relação positiva entre a margem de lucro auferida e as “barreiras à importação” (BI), da mesma forma como os resultados obtidos na Tabela 11 anterior com o modelo completo onde utilizamos os vinte e oito setores da indústria de transformação brasileira entre os anos de 1990 e 1996 e a Tabela 12, separando apenas os setores voltados para a produção de bens intermediários e de capital. O coeficiente apresentado pelas barreiras à importação é positivo em todos os sete casos e estatisticamente significativo em seis estimações a níveis de confiança de 10% em duas (I e II) e a 5% em quatro (III, IV, VI e VII) das seis estimações (excetuando a estimações de número V). A inferência que pode ser feita a partir dos resultados obtidos é que a diminuição das barreiras tarifárias nas importações de bens de consumo no país entre os anos de estudo de nosso modelo também teve um efeito pró competitividade na indústria brasileira de transformação voltada aos bens de consumo, tendendo a reduzir a margem de lucro dos setores estudados.

Os coeficientes a respeito da variável que representam a “concentração industrial” (CI) são positivos nos quatro casos apresentados, assim como no teste inicial com todos os setores na Tabela 11 e na separação feita nos bens intermediários e de capital na Tabela 12. Os resultados não atingiram grau de significância nas estimações em que esta variável foi inserida, mostrando que a concentração industrial não teve alto grau de importância e de influência nos *markups* auferidos pela indústria brasileira de transformação. Ocorre então, uma relação positiva entre a concentração industrial nos setores de bens consumo, assim como nos setores dedicados a bens intermediários e de capital e a margem de lucro auferida por estes.

A interação entre barreiras à importação e concentração industrial (BI\*CI) seguiu o padrão apresentado na Tabela 11 do modelo inicial e na Tabela 12 em nas quatro estimações onde esta combinação foi inserida. Tal combinação entre estas variáveis obteve o coeficiente negativo nos quatro casos e obtivemos resultados significativos a 10% de confiança nas estimações IV e VI e 5% de confiança na estimação de número VII (na estimação III o coeficiente não foi significativo).

Com respeito à variável “participação dos salários” (PS), seus coeficientes no modelo voltado apenas para os setores de bens de consumo foram todos negativos e próximos em todas as sete estimações e todos estatisticamente significativos a 1% de significância, de acordo com o modelo anterior da Tabela 11 e da Tabela 12 com a separação da indústria de transformação em bens intermediários e de capital.

No que tange à variável “produtividade do trabalho” (PT) nos setores da indústria de transformação brasileira voltada a bens de consumo, mais uma vez uma relação positiva entre os dados foi encontrada. O coeficiente foi positivo e próximo em todas as sete estimações e estatisticamente significativos a 1% em todos os casos, sendo uma relação já esperada com o *markup*, demonstrando que o aumento da produtividade do trabalho impactou de forma positiva a margem de lucro dos setores estudados no modelo. Percebemos aqui algo interessante: a variável “produtividade do trabalho” foi significativa apenas nos setores voltados aos bens de consumo, enquanto nos setores voltados aos bens de capital e intermediários, esta mesma variável não teve influência considerável.

Em relação à combinação entre as variáveis “representatividade setorial” e “variação na produção” (RS\*VP), obtivemos todos os coeficientes positivos e próximos, além de serem estatisticamente significativos a 10% de significância nas três estimações feitas onde esta interação foi utilizada. Isto significa que houve uma relação positiva entre a taxa de crescimento da indústria juntamente com a representatividade de cada setor e a margem de lucro da indústria de transformação voltada à produção de bens de consumo.

#### **4.3 – Análise do modelo em dados de painel utilizando os métodos de efeitos fixo e randômico**

Anteriormente estimamos a margem de lucro da indústria brasileira de transformação entre os anos de 1990 e 1996 utilizando as variáveis citadas no capítulo 3 deste trabalho. A fim de comprovar a veracidade das constatações da sessão anterior, utilizaremos agora a estimação em efeitos fixos e randômicos, conforme a metodologia de Goldar e Aggarwal (2004), onde os autores concluíram sobre os impactos da abertura comercial indiana na indústria de transformação utilizando o modelo Kmenta (1986) com estes dois tipos de efeitos.

Para a abordagem geral com todos os vinte e oito setores da indústria brasileira de transformação, utilizaremos dados em painel com efeito fixo e testar a veracidade das variáveis já estimadas anteriormente entre os anos de 1990 e 1996. Os resultados obtidos utilizando as variáveis do modelo (barreiras à importação – BI, concentração industrial – CI, participação dos salários – PS no produto, produtividade do trabalho – PT, representatividade setorial – RS e variação na produção – VP), assim como seus coeficientes estão demonstrados

na Tabela 14 abaixo, onde os dados deste painel foram estimados utilizando todos os 28 setores da indústria de transformação brasileira entre 1990 e 1996. Os modelos de efeitos fixos correspondem à introdução de uma variável categórica para representar as unidades observacionais e esta abordagem corresponde a admitir que as unidades observacionais foram amostradas de toda a população de dados observados conforme demonstrado na Tabela 14 a seguir.

**Tabela 14: Estimação do modelo utilizando o “markup” como variável dependente na indústria de transformação brasileira entre 1990 e 1996 utilizando o método de efeitos fixos.**

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: Markup						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
<b>Constant</b>	0,725 ***	0,650 ***	0,798 ***	0,718 ***	0,788 ***	0,938 ***	0,856 ***
(t)	(3,987)	(3,441)	(4,281)	(3,775)	(4,325)	(5,213)	(4,680)
<b>BI</b>	0,078	0,099	0,187 *	0,244 **	0,095	0,181 *	0,240 **
(t)	(1,016)	(1,278)	(1,841)	(2,313)	(1,285)	(1,880)	(2,406)
<b>CI</b>		0,095 **		0,126 *	0,099		0,131 **
(t)		(2,242)		(1,832)	(1,549)		(2,008)
<b>BI*CI</b>			- 0,286	- 0,359 **		- 0,285 *	- 0,362 **
(t)			(- 1,625)	(- 2,008)		(- 1,710)	(- 2,135)
<b>PS</b>	- 0,91 ***	- 0,48 ***	- 0,93 ***	- 0,89 ***	- 0,85 ***	- 0,899 ***	- 0,862 ***
(t)	(- 8,327)	(- 5,548)	(- 8,489)	(- 8,095)	(- 8,036)	(- 8,641)	(- 8,230)
<b>Log PT</b>	0,164 ***	0,153 ***	0,150 ***	0,153 ***	0,137 ***	0,117 ***	0,121 ***
(t)	(4,645)	(3,210)	(4,128)	(4,255)	(3,972)	(3,315)	(3,445)
<b>RS*VP</b>					1,353 ***	1,345 ***	1,356 ***
(t)					(4,284)	(4,265)	(4,340)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,913	0,914	0,915	0,916	0,923	0,923	0,925
<b>Observações</b>	196	196	196	196	196	196	196

Fonte: Elaboração própria (2010)

Os resultados encontrados na Tabela 14 (via efeitos fixos, por utilizarmos todos os setores da indústria de transformação brasileira entre 1990 e 1996) são bastante similares aos encontrados nas regressões da Tabela 11 feitos pelo método de mínimos quadrados ordinários.

Encontramos novamente e de maneira clara uma relação positiva entre a margem de lucro auferida e as “barreiras à importação” (BI). O coeficiente apresentado pelas barreiras à importação é positivo em todos os sete casos de efeitos fixos e estatisticamente significativo a níveis de significância de 5% em duas estimações (IV e VII), significativo a 10% em três (III e VI) e nas estimações restantes não foram encontrados coeficientes significativos (I, II e V), totalizando sete estimações. Desta forma, a inferência que pode ser feita a partir desses resultados é que mais uma vez a diminuição das barreiras tarifárias nas importações de manufaturados no Brasil entre 1990 e 1996 teve um efeito pró competitividade na indústria de transformação brasileira, tendendo a reduzir a margem de lucro dos setores estudados, estando novamente de acordo com os resultados obtidos em Pattnayak e Thangavelu (2003) e Goldar e Aggarwal (2004).

Ao estimarmos em efeitos fixos os coeficientes da variável que representam a “concentração industrial” (CI), percebemos que estes são positivos em todos os quatro casos da Tabela 13 e estatisticamente significativos a 5% de confiança nas estimações II e VII e com 10% apenas na equação IV (a estimacão V não apresentou coeficiente significativo). Há uma relação positiva entre a concentração industrial e o *markup* de acordo com expectativas e estão de acordo com os resultados de Feijó, Carvalho e Rodriguez (2006), Kambhampati e Parikh (1996), Rao (2001) e Goldar e Aggarwal (2004), onde os autores demonstraram em seus estudos que com o aumento da concentração das indústrias, a margem de preço custo tenderia a aumentar, assim como a margem de lucro.

A interação entre barreiras à importação e concentração industrial (BI\*CI), a estimacão via efeitos fixos teve o coeficiente negativo em todos os quatro casos e significativos a 5% de significância em apenas duas estimacões (IV e VII) e 10% na estimacão de número VI (excetuando a estimacão de número III), sugerindo um pequeno efeito na margem de lucro da indústria de transformação, assim como os resultados mostrados em Goldar e Aggarwal (2004).

Como já exposto anteriormente, a variável que diz respeito à “participação dos salários” (PS) foi incluída no modelo a fim de capturar o efeito intertemporal dos ganhos de trabalho na lucratividade da indústria de transformação entre 1990 e 1996. Para a estimacão via efeitos fixos, os coeficientes desta variável foram todos negativos e próximos em todas as sete estimacões e todos estatisticamente significativos a 1% de grau de confiança. Mostramos na sessão 4.1 que a participação dos salários caiu 7,7% em média entre 1990 e 1996 e parece, como esperado, que esta queda na participação salarial no produto no período observado

neutralizou, em grande medida, os efeitos pró concorrenciais da Abertura Comercial, já que como foram menores as proporções entre salários pagos e produto adicionado, houve maior tendência ao aumento do *markup* na indústria de transformação brasileira no período estudado. Os resultados obtidos estão de acordo com os de Goldar e Aggarwal (2004), que chegaram a conclusões similares.

No que tange à variável “produtividade do trabalho” (PT), uma relação positiva e significativa foi encontrada. Os coeficientes observados após a estimação por efeitos fixos foram positivos e próximos em todas as sete estimações e estatisticamente significativos a 1% de confiança também em todos os casos, sendo uma relação já esperada com a margem de lucro auferida, mostrando que o aumento da produtividade do trabalho impactou de forma positiva o *markup* dos setores estudados. Os resultados obtidos pelo método de estimação por efeitos fixos estão de acordo com Krishna e Mitra (1998) e Goldar e Aggarwal (2004).

Em relação à combinação entre as variáveis “representatividade setorial” e “variação na produção” (RS\*VP), ao estimarmos as equações por efeitos fixos, obtivemos todos os coeficientes positivos e próximos, além de serem estatisticamente significativos a 1% de confiança em todas as estimações onde esta interação foi utilizada (V, VI e VII). Isto significa que houve uma relação positiva entre a taxa de crescimento da indústria juntamente com a representatividade de cada setor e a margem de lucro da indústria de transformação. Os resultados obtidos nesta combinação entre duas variáveis variam em relação aos de Ghose (1975), mas estão correlacionados com os de Rao (2001).

A fim de checar a robustez das estimações do modelo sob efeitos fixos, estimamos as equações de maneira separada dividindo novamente os vinte e oito setores da indústria de transformação em dois grupos distintos: bens intermediários e de capital no primeiro grupo e bens de consumo no segundo. Utilizaremos agora os modelos de efeitos randômicos, onde o intercepto é suposto ser aleatório, logo sendo descrito por uma distribuição de probabilidade e esta abordagem corresponde a admitir que as unidades observacionais foram amostradas com apenas parte da população inteira de dados, justamente o caso citado, onde dividiremos os vinte e oito setores retratados da indústria de transformação em dois grupos diferentes (utilizando apenas parte da amostra em cada um). As estimações para os setores de bens intermediários e de capital estão demonstradas na Tabela 15 a seguir e posteriormente na Tabela 16 demonstramos as estimações para os setores de bens de consumo.

**Tabela 15: Estimação do modelo utilizando o “markup” como variável dependente nos setores de bens intermediários e de capital da indústria de transformação brasileira entre 1990 e 1996 utilizando o método de efeitos randômicos.**

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: <i>Markup</i>						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
<b>Constant</b>	1,441 ***	1,299 ***	1,485 ***	1,272 ***	1,404 ***	1,574 ***	1,392 ***
(t)	(8,366)	(6,402)	(8,437)	(5,885)	(6,462)	(8,049)	(4,756)
<b>BI</b>	0,049	0,067	0,161	0,319 **	0,035	0,098	0,365 **
(t)	(0,812)	(1,063)	(1,304)	(2,203)	(0,530)	(0,760)	(2,218)
<b>CI</b>		0,097 *		0,153 **	0,100 *		0,178 *
(t)		(1,872)		(2,638)	(1,918)		(3,067)
<b>BI*CI</b>			- 0,211	- 0,466 **		- 0,162	- 0,479 **
(t)			(- 1,032)	(- 2,061)		(- 0,774)	(- 2,053)
<b>PS</b>	- 1,05 ***	- 1,00 ***	-1,10 ***	- 1,03 ***	- 0,95 ***	-1,03 ***	- 0,888 ***
(t)	(- 8,877)	(- 8,235)	(- 8,834)	(- 8,307)	(- 7,886)	(- 8,315)	(- 6,969)
<b>Log PT</b>	0,026	0,043	0,020	0,044	0,019	- 0,002	0,005
(t)	(0,856)	(1,248)	(0,645)	(1,168)	(0,480)	(- 0,046)	(0,093)
<b>RS*VP</b>					0,697 *	0,603 *	1,175 **
(t)					(1,977)	(1,752)	(2,311)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,695	0,685	0,698	0,655	0,667	0,677	0,585
<b>Observações</b>	77	77	77	77	77	77	77

Fonte: Elaboração própria (2010).

Os resultados apresentados na Tabela 15 nos indicam claramente uma relação positiva entre a margem de lucro auferida e as “barreiras à importação” (BI), da mesma forma como os resultados obtidos nas Tabelas 11 e 12 anteriores com o modelo completo de mínimos quadrados ordinários, onde utilizamos os vinte e oito setores da indústria de transformação brasileira entre os anos de 1990 e 1996. Estimando o modelo via efeitos randômicos, mais uma vez o coeficiente apresentado pelas barreiras à importação é positivo em todos os sete casos e estatisticamente significativo ao nível de significância de 5% em duas das sete estimações (IV e VII), enquanto nas outras o coeficiente encontrado não foi significativo (I, II, III, V e VI). A inferência que pode ser feita a partir dos resultados obtidos com este tipo de efeito é que a diminuição das barreiras tarifárias nas importações de bens intermediários e de

capital no país entre os anos de estudo de nosso modelo também teve um efeito pró competitividade na indústria brasileira de transformação voltada a estes tipos de bens, não tão forte quanto um resultado total, tendendo a reduzir a margem de lucro dos setores estudados, estando de acordo com os resultados obtidos em Goldar e Aggarwal (2004).

Os coeficientes da variável que representam a “concentração industrial” (CI) são positivos em todos os quatro casos, assim como no teste inicial via método de mínimos quadrados ordinários com todos os setores na Tabela 12 e estatisticamente significativos a 1% de confiança na estimação de número VII, 5% na estimação IV e 10% nas estimações restantes onde esta variável “concentração industrial” foi inserida (II e V). Assim, novamente ocorre uma relação positiva entre a concentração industrial nos setores de bens intermediários e de capital e a margem de lucro auferida por estes de acordo com as expectativas e estão de acordo com os resultados de Goldar e Aggarwal (2004).

A interação entre barreiras à importação e concentração industrial (BI\*CI) também seguiu o padrão apresentado nas Tabelas 11 e 12 do modelo inicial com estimações em mínimos quadrados ordinários. Tal combinação entre estas variáveis também teve o coeficiente negativo em todos os casos estimados via efeitos randômicos e significativos a 5% apenas nas estimações de número IV e VII, enquanto as estimações restantes (III e VI) não apresentaram estatísticas significativas, sugerindo um pequeno efeito na margem de lucro da indústria de transformação das indústrias voltadas à produção de bens intermediários e de capital, desvirtuando dos resultados mostrados em Goldar e Aggarwal (2004), onde os autores encontraram relação positiva nas estimações de número III e VI para as indústrias voltadas ao mesmo tipo de produção de nosso modelo.

Com respeito à variável “participação dos salários” (PS), seus coeficientes no modelo voltado apenas para os setores de bens intermediários e de capital estimados via efeitos randômicos foram todos negativos e próximos em todas as sete estimações e todos estatisticamente significativos a 1% de confiança, mostrando claramente uma relação negativa entre a taxa de participação salarial nos setores após a abertura comercial com aumento da concorrência. Tais resultados estão de acordo com o modelo anterior das Tabelas 11 e 12 estimado via mínimos quadrados ordinários e com os resultados obtidos por Goldar e Aggarwal (2004), que chegaram a conclusões similares. Mostramos anteriormente que na Tabela 5 que a participação dos salários no valor adicionado a preço básico na indústria de transformação brasileira voltada a bens intermediários e de capital caiu 8,48% em média entre os anos de 1990 e 1996 e parece, novamente, que esta queda na participação salarial no



produto destas indústrias específicas no período observado neutralizou, em grande medida, os efeitos pró concorrenciais da Abertura Comercial no Brasil, como mencionado anteriormente.

No que tange à variável “produtividade do trabalho” (PT) nos setores da indústria de transformação brasileira voltada a bens intermediários e de capital, mais uma vez uma relação positiva entre os dados foi encontrada (excetuando a estimação VI) utilizando o método de efeitos randômicos. O coeficiente foi positivo e próximo em seis estimações, sendo uma relação já esperada com a margem de lucro, demonstrando que o aumento da produtividade do trabalho impactou de forma positiva a margem de lucro dos setores estudados no modelo. Porém, novamente, assim como a estimação via mínimos quadrados ordinários da Tabela 12, nenhuma obteve um coeficiente significativo e aceitável, demonstrando uma baixa influência do aumento da produtividade do trabalho no *markup* da indústria brasileira de transformação para bens de capital e intermediários entre os anos de 1990 e 1996. Os resultados auferidos no painel acima também estão de acordo com Goldar e Aggarwal (2004).

Em relação à combinação entre as variáveis “representatividade setorial” e “variação na produção” (RS\*VP), obtivemos novamente, assim como na Tabela 12, todos os coeficientes positivos e próximos pelo método de estimação via efeitos randômicos, além de serem estatisticamente significativos a 10% de confiança nas duas estimações V e VI onde esta interação foi utilizada (mais uma vez a estimação de número VII não apresentou coeficiente significativo). Isto significa que, assim como a estimação pelo métodos de mínimos quadrados, houve uma relação positiva entre a taxa de crescimento da indústria juntamente com a representatividade de cada setor e a margem de lucro da indústria de transformação voltada à produção de bens intermediários e de capital, estando em contradição aos resultados obtidos por Goldar e Aggarwall (2004), onde os autores encontraram relação negativa na variável “taxa de crescimento industrial” para estes bens específicos.

Dando prosseguimento ao teste de robustez do nosso modelo exposto acima, na próxima tabela apresentaremos os resultados em dados de painel de um modelo diferente de estimações. Desta vez estimaremos a margem de lucro das indústrias como variável dependente daquelas já mencionadas anteriormente, mas agora separando os setores da indústria de transformação brasileira voltados à produção de bens de consumo entre os anos de estudo do modelo e via efeitos randômicos. As estimações para os setores em questão estão demonstradas na Tabela 16 a seguir.

**Tabela 16: Estimação do modelo utilizando o “markup” como variável dependente nos setores de bens consumo da indústria de transformação brasileira entre 1990 e 1996 utilizando o método de efeitos randômicos.**

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: Markup						
	I	II	III	IV	V	VI	VII
<b>Constant</b>	0,377 *	0,385	0,595 **	0,557 **	0,544 **	0,815 ***	0,743 ***
<b>(t)</b>	(1,675)	(1,638)	(2,573)	(2,344)	(2,270)	(3,245)	(2,911)
<b>BI</b>	0,136*	0,134 *	0,244 **	0,270 **	0,131	0,228 **	0,268 ***
<b>(t)</b>	(1,718)	(1,722)	(2,449)	(2,613)	(1,527)	(2,318)	(2,617)
<b>CI</b>		0,004		0,149	- 0,023		0,160
<b>(t)</b>		(0,039)		(1,250)	(- 0,210)		(1,355)
<b>BI*CI</b>			- 0,500 *	- 0,605 *		- 0,508 *	- 0,652 **
<b>(t)</b>			(- 1,697)	(- 1,921)		(- 1,719)	(- 2,085)
<b>PS</b>	- 0,71 ***	- 0,71 ***	- 0,769 ***	- 0,754 ***	- 0,71 ***	- 0,802 ***	- 0,773 ***
<b>(t)</b>	(- 5,188)	(- 5,093)	(- 5,534)	(- 5,314)	(- 5,241)	(- 5,747)	(- 5,490)
<b>Log PT</b>	0,223	0,222 ***	0,182 ***	0,179 ***	0,188 ***	0,137 ***	0,140 ***
<b>(t)</b>	(5,228)	(5,155)	(4,181)	(4,124)	(4,190)	(2,860)	(2,921)
<b>RS*VP</b>					1,117 ***	0,702 *	0,727 **
<b>(t)</b>					(2,702)	(1,794)	(1,869)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,474	0,477	0,513	0,529	0,497	0,534	0,543
<b>Observações</b>	119	119	119	119	119	119	119

Fonte: Elaboração própria (2010).

Uma vez utilizado o método de efeitos randômicos, os resultados apresentados na Tabela 16 mais uma vez nos indicam uma relação positiva entre a margem de lucro auferida e as “barreiras à importação” (BI), da mesma forma como os resultados obtidos na Tabela 13 anterior (onde utilizamos o método de efeitos fixos) com o modelo completo onde utilizamos os vinte e oito setores da indústria de transformação brasileira entre os anos de 1990 e 1996 e a Tabela 12, separando apenas os setores voltados para a produção de bens intermediários e de capital. O coeficiente apresentado pelas barreiras à importação é positivo em todos os sete casos e estatisticamente significativo em seis estimações a níveis de confiança de 1% apenas na estimação de número VII, 5% em três (III, IV e VI) e 10% nas estimações (I e II). A inferência que pode ser feita a partir dos resultados obtidos é que a diminuição das barreiras

tarifárias nas importações de bens de consumo no país entre os anos de estudo de nosso modelo também teve um efeito pró competitividade na indústria brasileira de transformação voltada aos bens de consumo, tendendo a reduzir a margem de lucro dos setores estudados e novamente estão de acordo com os resultados obtidos em Goldar e Aggarwal (2004).

Os coeficientes da variável que representam a “concentração industrial” (CI) são positivos em três dos quatro casos apresentados utilizando o método de efeitos randômicos de estimação e os resultados não atingiram grau de significância suficiente nas estimações em que esta variável foi inserida, demonstrando que as taxas de concentração industrial não tiveram um alto impacto no *markup* das indústrias brasileiras de transformação entre 1990 e 1996. Porém, ocorre uma relação positiva entre a concentração industrial nos setores de bens consumo, assim como nos setores dedicados a bens intermediários e de capital e a margem de lucro auferida por estes de acordo com as expectativas e estão de acordo com os resultados de Goldar e Aggarwal (2004).

A interação entre barreiras à importação e concentração industrial (BI\*CI) seguiu o padrão apresentado na Tabela 11 do modelo inicial e na Tabela 12 em nas quatro estimações onde esta combinação foi inserida via método de mínimos quadrados ordinários. Tal combinação entre estas variáveis obteve o coeficiente negativo nos quatro casos que utilizamos o modelo de efeitos randômicos e obtivemos resultados significativos a 10% de confiança nas estimações III, IV e VI e 5% de confiança apenas na estimação de número VII, demonstrando que, em linhas gerais, esta interação impactou negativamente a margem de lucro da indústria brasileira de transformação entre 1990 e 1996. Tais resultados estão em desacordo com os resultados encontrados em Goldar e Aggarwal (2004), onde embora os autores tenham demonstrado coeficientes negativos, estes não obtiveram nenhum resultado significativo em relação a esta interação entre variáveis.

Com respeito à variável “participação dos salários” (PS), seus coeficientes no modelo voltado apenas para os setores de bens de consumo foram todos negativos e próximos em todas as sete estimações (onde utilizamos o método de estimação via efeitos randômicos) e todos estatisticamente significativos a 1% de significância, de acordo com o modelo anterior da Tabela 11 e da Tabela 12 com a separação da indústria de transformação em bens intermediários e de capital onde utilizamos o método de mínimos quadrados ordinários. Os números estão de acordo com os resultados obtidos por Goldar e Aggarwal (2004), que chegaram a conclusões similares. Mostramos anteriormente na Tabela 5 que a participação dos salários no valor adicionado a preço básico na indústria de transformação brasileira voltada a bens de consumo caiu 6,31% em média entre os anos de 1990 e 1996 e parece,

novamente, que esta queda na participação salarial no produto destas indústrias específicas no período observado neutralizou, em grande medida, os efeitos pró concorrenciais da Abertura Comercial no Brasil, como mencionado anteriormente.

No que tange à variável “produtividade do trabalho” (PT) nos setores da indústria de transformação brasileira voltada a bens de consumo, mais uma vez uma relação positiva entre os dados foi encontrada ao utilizarmos o método de efeitos randômicos. O coeficiente foi positivo e próximo em todas as sete estimações e estatisticamente significativos a 1% em todos os casos, sendo uma relação já esperada com o *markup*, demonstrando que o aumento da produtividade do trabalho impactou de forma positiva a margem de lucro dos setores estudados no modelo. Os resultados auferidos no painel acima também estão de acordo com Goldar e Aggarwal (2004). Percebemos aqui algo interessante: a variável “produtividade do trabalho” foi significativa apenas nos setores voltados aos bens de consumo, enquanto nos setores de bens de capital e intermediários, esta mesma variável não teve influência considerável.

Em relação à combinação entre as variáveis “representatividade setorial” e “variação na produção” (RS\*VP), obtivemos todos os coeficientes positivos e próximos, além de serem estatisticamente significativos a 10% de significância nas três estimações feitas onde esta interação foi utilizada. Assim como demonstrado na Tabela 13 com estimação via método de mínimos quadrados ordinários, isto significa que houve uma relação positiva entre a taxa de crescimento da indústria juntamente com a representatividade de cada setor e a margem de lucro da indústria de transformação voltada à produção de bens de consumo, estando em contradição aos resultados obtidos por Goldar e Aggarwall (2004), onde os autores encontraram relação negativa na variável “taxa de crescimento industrial” para estes tipos de bens específicos.

## 5 – CONCLUSÃO

Um grande número de estudos voltados aos países em desenvolvimento possui como resultado que a liberalização ou abertura comercial leva a uma queda na margem de preço custo ou nas margens de lucro nas indústrias atuantes em um mercado de concorrência imperfeita. Ao mesmo tempo, uma série de outros estudos tenta demonstrar o contrário, ou seja, que a abertura comercial não leva necessariamente a uma queda nas margens de preço custo ou nos *markups* auferidos pelas indústrias e não encontram uma forte evidência que sugira esta queda de lucratividade.

Ao estudarmos o trabalho já citado de Feijó e Cerqueira (2008) podemos auferir que o coeficiente de abertura comercial brasileira visto após a década de 1990 foi de grau acima do moderado, tendo então um grau alto de abertura no país. Esta grande mudança nos cenários micro e macroeconômicos pode talvez ser explicada por este avançado grau de abertura observado e sugere a forte distinção entre os resultados encontrados ao diferenciarmos a indústria geral de transformação entre bens de capital e intermediários e após os bens de consumo. Neste trabalho não levamos em conta ou tratamos especificamente deste grau de coeficiente, mas não podemos desconsiderar o fato de que este seja um forte fator para a explicação dos resultados obtidos.

No estudo apresentado, estimamos um modelo para explicar a margem de lucro a partir de dados em painel de vinte e oito indústrias de transformação pertencentes à matriz de insumo produto do IBGE entre os anos iniciais da Abertura Comercial brasileira entre 1990 e 1996. A análise do presente trabalho baseada no estudo de Goldar e Aggarwal (2004) para a Índia é diferente daquelas feitas de outras maneiras para definir as variáveis que influenciaram o *markup* da indústria de transformação, como os trabalhos de Kambhampati e Parikh (1996), Krishna e Mitra (1998) e Srivastava, Pooja e Arindam (2001).

Como denotado anteriormente, a partir da análise dos três modelos de estudo (mínimos quadrados ordinários, efeitos fixos e efeitos randômicos) de painéis apresentados as estimativas do impacto no *markup* na indústria brasileira de transformação após a Abertura Comercial durante os anos de 1990 e 1996 apresentam resultados interessantes. Ao estimarmos a margem de lucro em função de barreiras à importação, concentração industrial, participação salarial, produtividade do trabalho e a combinação da representatividade setorial e variação anual na produção, auferimos que a Abertura Comercial levou a uma série de resultados de impactos positivos ou negativos nestas variáveis e no modo em como estas se

inserir e são determinantes para, em consequência, afetarem diretamente o *markup* da indústria de transformação no país nos anos estudados. A simples comparação do *markup* médio a mostra que nas indústrias de bens intermediários e de capital a margem de lucro média aumentou de 21,3% para 30,1% no período estudado (aumento de 8,8%). Já nas indústrias de bens de consumo, por outro lado, o *markup* médio subiu de 23,3% para 29,1% no período de análise (aumento de 5,8%).

De uma forma geral, podemos afirmar que a queda nas barreiras à importação teve pouca responsabilidade na queda margem de lucro destas indústrias citadas nos anos estudados, com resultados pouco significativos ao estimarmos o modelo de forma generalizada pelo método de mínimos quadrados ordinários e efeitos fixos. A queda nas tarifas foi um fator de impacto, inevitavelmente, mas não determinantes para explicar as variações no *markup* que observamos. Ao separarmos os setores entre bens de capital e intermediários no primeiro grupo e bens de capital no segundo, os resultados obtidos pelos métodos de mínimos quadrados ordinários e efeitos randômicos do primeiro foram ainda menos significativos do que quando estimamos o modelo completo, sugerindo que a queda nas barreiras à importação nos setores de bens de capital e intermediários pouco sofreram ou obtiveram influência mínima no que diz respeito a esta variável após a Abertura Comercial. Porém, ao utilizarmos os modelos referentes ao segundo grupo, percebemos que a queda nas tarifas nominais foi mais eficiente nas indústrias dedicadas aos bens de consumo do que as dedicadas a bens de capital e intermediários, pois embora neste último a queda tenha apresentado impactos pouco visíveis na margem de lucro, no que diz respeito aos bens de consumo esta queda apresentou impactos bem mais significativos e as estatísticas e os valores dos coeficientes são mais confiáveis em comparação com os dois modelos anteriores.

Sobre a concentração industrial, podemos afirmar que de um modo geral esta variável gerou impactos positivos e significantes no *markup* da indústria brasileira de transformação. Os resultados obtidos com estimações gerais em modelos de mínimos quadrados ordinários e efeitos fixos nas estimações onde esta variável foi inserida sugerem que esta foi um fator de importância na variação da margem de lucro das indústrias estudadas. Ao separarmos os setores em bens de capital e intermediários e bens de consumo, percebemos que no primeiro grupo as estatísticas são similares, enquanto no segundo obtivemos coeficientes positivos, mas não significativos. Isso nos mostra que o aumento concentração industrial levou a um maior impacto e foi mais eficiente no *markup* das indústrias dedicadas a bens de capital e intermediários do que nas indústrias dedicadas aos bens de consumo.

Sobre a variável que remete à participação salarial no produto agregado, uma das variáveis chave dos modelos, temos aqui a variável com os resultados mais significativos e aptos à análise. Nos três tipos de estimações (método de mínimos quadrados ordinários, efeitos fixos e efeitos randômicos) podemos afirmar com confiança que há uma relação inversa entre a margem de lucro e a participação salarial no produto agregado adicionado a preço básico. Em todas as quarenta e duas estimações onde esta variável foi inserida, obtivemos coeficientes negativos e todos, sem exceção, altamente significativos. A partir deste estudo, tais informações podem ser facilmente explicadas, visto que com a diminuição da parcela salarial em relação ao PIB nominal por setor, a menor taxa de pagamento salarial em detrimento do aumento da produção mostra que o custo salarial (participação) no produto agregado é cada vez menor, o que tende a aumentar o *markup* auferido pelas indústrias nos anos estudados. Não conseguimos afirmar se houve queda salarial ou se o salário apenas se manteve juntamente com o aumento geral da produção, ou se aumentou, mas em um ritmo menor que o produto agregado ou se o padrão de comportamento salarial mudou após o ano de 1996, mas durante os anos estudados esta relação é visivelmente decrescente. Como os valores nominais dos salários não entraram no modelo e como este se comportou e veio a ser impactado a partir de 1996 é um assunto a ser estudado.

Analisando o impacto do aumento da produtividade do trabalho na margem de lucro da indústria brasileira de transformação entre 1990 e 1996, observamos que, ao estimarmos os modelos de modo geral utilizando os métodos de mínimos quadrados ordinários e efeitos randômicos, esta variável teve alto poder de impacto e influência no *markup* como variável dependente, com todos os coeficientes positivos e significativos na estimação dos dois painéis citados, mostrando que, no geral, o aumento da produtividade do trabalho teve alto grau de significância nas variações da margem de lucro. Ao abrirmos os modelos e estimarmos também pelo método de efeitos fixos, observamos algo interessante: com respeito às indústrias voltadas aos bens de capital e intermediários, a influência do aumento da produtividade do trabalho foi positiva, porém, quase insignificante nestes setores dedicados a estes tipos de bens. Ao contrário, no grupo dedicado aos bens de consumo, temos resultados opostos e podemos afirmar que este impacto no aumento na produtividade do trabalho foi altamente significativo e importante para estas indústrias pelo menos entre os anos de 1990 e 1996. Com isso, concluímos que de um modo geral, o aumento da produtividade do trabalho impactou positivamente a margem de lucro dos setores da indústria de transformação, porém, este efeito foi maior e mais significativo nos setores dedicados aos bens de consumo, se

comparado com os setores dedicados aos bens de capital e intermediários, onde o impacto não foi alto.

Podemos aqui salientar um ponto importante da relação entre a produtividade do trabalho e o *markup* auferido por estas indústrias nos anos de estudo do trabalho. Como observado no trabalho de Palma (2010) da sessão 2.9, a abertura comercial no início da década de 1990 trouxe um grande avanço nos setores industriais intensivos em tecnologia, além de novos métodos e processos de produção. É inegável a relevância que as inovações tecnológicas possuem no aumento da produtividade do trabalho observada nos diferentes modelos de estimação dos dados e sua contribuição para a margem de lucro das indústrias (mais significativas naquelas voltadas a bens de consumo do que as dedicadas à produção de bens de capital e intermediários); porém, há também um outro fator de complexidade a ser destacado: a questão das horas trabalhadas de cada setor. O aumento desta produtividade do trabalho é claramente observável e óbvia a partir dos dados, mas como estes dois quesitos já citados se relacionam com este aumento e quais os determinantes principais de cada setor da indústria de transformação é outro tema a ser estudado, assim como o aumento quase que geral da terceirização dos setores, que não foi levado em conta no decorrer deste trabalho, que pode ser um fator importante para explicar o aumento observado na produtividade do trabalho em questão.

Houve questionamentos no desenvolvimento deste trabalho se não haveria certo grau de correlação entre a participação salarial no Produto Interno Bruto por setor e o aumento observado na produtividade do trabalho. Os testes não detectaram a presença de auto correlação entre estas variáveis em *cross section* e ao testarmos a presença de auto correlação entre ambas as variáveis encontramos um resultado pequeno ( $\rho = 0,237$ ), demonstrando que a utilização de ambas as variáveis era mesmo viável para os três modelos econométricos utilizados.

Finalmente, analisando representatividade setorial combinada com a taxa de crescimento anual nos dois grupos distintos, podemos perceber a partir dos coeficientes mostrados nos painéis, de acordo com os modelos gerais estimados em mínimos quadrados ordinários e efeitos fixos, que esta combinação trouxe resultados positivos e significativos para o *markup* auferido pelos setores da indústria brasileira de transformação entre 1990 e 1996. Os coeficientes das estimações onde esta combinação foi utilizada foram bastante significativos, sugerindo um alto e positivo impacto do aumento da produção combinada com a representatividade de cada setor no produto agregado a preço básico na margem de lucro das indústrias citadas. Ao abrirmos os setores em dois grupos distintos e estimando-os via efeitos



randômicos além do primeiro método já utilizado, os setores dedicados à produção de bens intermediários e de capital mostram que foram impactados também positivamente, de acordo com a análise anterior, porém, em escala menor do que se observarmos os setores agregados. Uma análise similar vale para os setores dedicados aos bens de consumo, onde estes também foram impactados de forma positiva pela combinação entre a representatividade setorial e a taxa de crescimento anual, mas com coeficientes um pouco maiores. Embora o *markup* de ambos os setores tenham sido impactados de forma positiva pela combinação já citada, os setores dedicados aos bens de consumo foram ligeiramente mais favorecidos do que os setores dedicados aos bens de capital e intermediários.

Conforme exposto acima, este trabalho pretendeu descrever e fazer uma análise de como as variáveis já citadas anteriormente influenciaram a margem de lucro da indústria brasileira de transformação durante os sete anos iniciais da abertura e, conseqüentemente, os resultados indicam as relações que podem ser observadas apenas neste período de tempo. O que aconteceu após o ano de 1996 e, ainda mais importante, o que aconteceu com o *markup* em função de todas as variáveis anteriores como resultado geral e separando os setores em bens de capital e intermediários e bens de consumo de 1990 até os dias de hoje é um tópico importante a ser posteriormente estudado.

## REFERÊNCIAS

AZEVEDO, A. F. Z.; PORTUGAL, M. S. **Abertura comercial brasileira e instabilidade da demanda de importações**. Porto Alegre: Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1997. (Textos Para Discussão, n. 5,)

BEN JELILI, R. **Markup pricing and import competition: has import disciplined tunisian manufacturing firms?** Paris: UBS Department of Economics, 2004.

CARDOSO, E.; TELES, V. K. A brief history of Brazil's growth: growth and sustainability in Brazil, China, India, Indonesia and South Africa. In: **Organisation for Economic Cooperation and Development**, 2010, Paris. London: OECD reviews, 2010.

CORREA, P.G. **The effect of trade liberalization on market power: the case of the Brazilian manufacturing**. Bogotá: Mimeo, 1997.

EDWARDS, L.; WINKEL, T. The Market disciplining effects of trade liberalization and regional import penetration on manufacturing in South Africa. In: SATPP POLICY DIALOGUE WORKSHOP, 2005, Cape Town. **Anais...** Cape Town: Economic Towers, 2005.

FEIJÓ, C. A.; CARVALHO, P. G.; RODRIGUEZ, M. S. **Concentração industrial e produtividade do trabalho na indústria de transformação nos anos 90: evidências empíricas**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA ANPEC, 2007, Recife. **Anais...** Rio de Janeiro: EDUFF, 2006. p. 165 – 181.

FEIJÓ, C. A.; CERQUEIRA, L.F. C. **Comportamento do markup na indústria brasileira nos anos 1990: evidências empíricas**. Rio de Janeiro: Universidade Federal Fluminense, 2008. (Textos para Discussão, n. 53)

FERREIRA, P. C.; FACCHINI, G. Trade liberalization and industrial concentration: evidence from Brazil. **The quarterly Review of Economics and Finance**, Montevideo. n. 45, 2004.

FERREIRA, L. R. Taxa de Câmbio Social e Abertura Comercial. **Revista de Economia Aplicada**, Ribeirão Preto. v. 9, n. 4, 2005.

GHOSE, A. Concentration and controls in the indian industry. **Journal of Industrial Economics**, New Delhi. v. 3. p. 23-40, 1975.

GOLDAR, B.; AGGARWAL, S. C. Trade Liberalization and Price-Cost-Margin in Indian Industries. **Quarterly Journal of Economics**, Dublin, v.66, p. 545 – 556, 2002.

GOMES, R. et al. Abertura comercial, internacionalização e competitividade: a indústria brasileira de máquinas têxteis após os anos 1990. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA ANPEC, 2007, Recife. **Anais...** Rio de Janeiro: EDUFF, 2006. p. 135 – 148.

- HAY, D. The post-1900 Brazilian trade liberalization and the performance of large manufacturing firms: productivity, market share and profits. **Journal of Computational and Graphical Statistics**, v.7, n.4, p. 434-455, 1997.
- KAMBHAMPATI, U. S.; PARIKH, A. Disciplining Firms? The Impact of Trade Reforms on Profit Margins in Indian Industry. **Applied Economics**, New Delhi. v. 35. p. 4-61, 2003.
- KRISHNA, P.; MITRA, D. Trade liberalization, market discipline and productivity growth: new evidence from India. **Journal of Development Economics**, New Delhi. v. 56. p. 147 – 162. 1998.
- KUME, H.; PIANI, G.; SOUZA, C. F. B. **A abertura comercial brasileira nos anos 1990: impactos sobre emprego e salário**. Rio de Janeiro: IPEA, 2003.
- LAUTERT, V.; ARAÚJO, N. C. M. Concentração industrial no Brasil no período 1996 – 2001: uma análise por meio de índice Ellison e Glaeser. **Economia aplicada**, Ribeirão Preto, v. 11, n.3, 2007.
- LEVINSOHN, J. **Testing the imports as market discipline hypothesis**. New York: National Bureau of Economic Research, 1991 (NBER Working Paper Series., n. 3657).
- MARKWALD, R. A. O impacto da abertura comercial sobre a indústria brasileira: balanço de uma década. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, Rio de Janeiro, n. 13, p. 14-26, jul. 2001.
- MOREIRA, M. **A indústria brasileira nos anos 90**. O que já se pode dizer? Rio de Janeiro: BNDES, 1999.
- NASSIF, A. **Há evidências de desindustrialização no Brasil?** Rio de Janeiro: BNDES, 2006. (Textos para discussão, n. 108).
- PALMA, G. Why has productivity growth stagned in most Latin-American countries since neo-liberal reforms? **Journal of Computational and Graphical Statistics**, Cambridge, v.7, n.4, p. 434-455, 2011. (Cambridge working papers in economics).
- PATTNAYAK, S. S.; THANGAVELU, S. M. **Economic reform and productivity growth in indian manufacturing industries: an interaction of technical change and scale economies**. Working Paper n. 307. National University of Singapore, v.133, n.3, p. 523-537, 2003.
- RAO, P. A. **A study of the determinants of firm profitability in selected industries in post-reform India**. New Delhi: Delhi School of Economics, 2001.
- SILVA, D. B. L. **Impacto da abertura comercial sobre a produtividade da indústria brasileira**. 2005. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2005.
- SILVA, R. A. **O processo de abertura comercial no Brasil durante os governos Sarney, Collor e FHC e seus impactos sobre o setor industrial**. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal da Paraíba, 2006.

SRIVASTAVA, V.; POOJA, G.; ARINDAM, D. **The impact of India's economic reforms on industrial productivity, efficiency and competitiveness:** a panel study of indian companies 1980-97. New Delhi: National Council of Applied Economic Research, 2001.

TENDULKAR, S. D. Organised labour market in India: pre and post reform. **Journal of Graphical Statistics**, New Delhi, v. 12, n. 20, p. 45-66, 2004.

THOMPSON, A. **Import competition and market power:** canadian evidence. Washington: Federal Trade Commission, 2001.

YALÇIN, C. **Price-Cost margins and trade liberalization in turkish manufacturing industry:** a panel data analysis. Cambridge: The MIT Press, 2000.

## ANEXO – DADOS OBTIDOS NO RESULTADO DOS TESTES

Nas páginas a seguir encontram-se as estimações referentes às Tabelas de números 11 até 16 utilizadas neste trabalho.

As sete estimações da Tabela 11 foram feitas pelo método de mínimos quadrados ordinários, assim como as das Tabelas 12 e 13, porém, nestas separamos os setores em bens de capital e intermediários e bens de consumo, respectivamente.

As sete estimações da Tabela 14 foram feitas baseadas no método de efeitos fixos, por utilizarmos todos os setores e dados disponíveis de acordo com a metodologia encontrada em Goldar e Aggarwall (2004). Nas estimações seguintes das Tabelas 15 e 16 foram utilizados os métodos de efeitos randômicos, além de termos separado novamente os setores em bens de capital e intermediários e bens de consumo, respectivamente.

Cabe aqui salientar os diferenciais entre as sete estimações de cada tabela. Em todas foram utilizadas a variável “*markup*” (MK) como variável dependente. Nas estimações de número I utilizamos como variáveis explicativas as variáveis “barreiras à importação” (BI), “participação salarial” (PS) e a “produtividade do trabalho” (PT). Nas estimações de número II, utilizamos como variáveis explicativas as variáveis BI, “concentração industrial” (CI), PS e PT. Nas estimações de número III utilizamos como variáveis explicativas as variáveis BI, a combinação entre BI e CI (BI\*CI), PS e PT. Nas estimações de número IV utilizamos como variáveis explicativas as variáveis BI, CI, a combinação BI\*CI, PS e PT. Nas estimações de número V utilizamos como variáveis explicativas as variáveis BI, CI, PS, PT e a combinação entre a “representatividade setorial” (RS) e a “variação anual da produção” (VP) (RS\*VP). Nas estimações de número VI utilizamos como variáveis explicativas as variáveis BI, a combinação BI\*CI, PS, PT e a combinação RS\*VP. Nas estimações de número VII utilizamos todas as variáveis explicativas do modelo.

Tabela 11 – Estimação I

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/03/10 Time: 16:06				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 28				
Total panel (balanced) observations: 196				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.992936	0.150966	6.577202	0.0000
BI	0.095357	0.049819	1.914066	0.0573
PS	-0.935516	0.108297	-8.638469	0.0000
LOG(PT)	0.114227	0.028940	3.946979	0.0001
D01	0.080886	0.026761	3.022567	0.0029
D02	-0.214874	0.023358	-9.199314	0.0000
D03	-0.123579	0.024043	-5.139861	0.0000
D04	0.061908	0.045904	1.348637	0.1793
D05	0.196475	0.030949	6.348385	0.0000
D06	-0.043963	0.032586	-1.349115	0.1791
D07	0.044890	0.024997	1.795815	0.0744
D08	-0.125053	0.026935	-4.642727	0.0000
D09	-0.012414	0.038665	-0.321071	0.7486
D10	-0.008757	0.033602	-0.260596	0.7947
D11	-0.015823	0.040106	-0.394528	0.6937
D12	-0.042524	0.025728	-1.652818	0.1003
D13	0.082507	0.023964	3.443022	0.0007
D15	-0.000897	0.032255	-0.027798	0.9779
D16	0.071409	0.027446	2.601794	0.0101
D17	0.092060	0.028943	3.180751	0.0018
D18	-0.070789	0.026254	-2.696312	0.0077
D19	0.043892	0.033015	1.329471	0.1855
D20	0.043449	0.041463	1.047900	0.2962
D21	-0.141436	0.026770	-5.283332	0.0000
D22	-0.087302	0.026195	-3.332742	0.0011
D23	-0.145343	0.031113	-4.671480	0.0000
D24	-0.168028	0.025950	-6.475037	0.0000
D25	-0.071322	0.033865	-2.106042	0.0367
D26	-0.268339	0.023250	-11.54127	0.0000
D27	-0.046821	0.032943	-1.421259	0.1571
D28	0.127112	0.027959	4.546309	0.0000
R-squared	0.904195	Mean dependent var		1.274898
Adjusted R-squared	0.886775	S.D. dependent var		0.126396
S.E. of regression	0.042531	Akaike info criterion		-3.333023
Sum squared resid	0.298462	Schwarz criterion		-2.814545
Log likelihood	357.6362	F-statistic		51.90806
Durbin-Watson stat	1.272762	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Eviews (2010)

Tabela 11 – Estimação II

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/03/10 Time: 14:29				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 28				
Total panel (balanced) observations: 196				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.755555	0.184792	4.088674	0.0001
BI	0.112489	0.049886	2.254937	0.0255
CI	0.144295	0.066209	2.179400	0.0307
PS	-0.893128	0.108839	-8.205989	0.0000
LOG(PT)	0.132661	0.029841	4.445617	0.0000
D01	0.126140	0.033636	3.750144	0.0002
D02	-0.139998	0.041398	-3.381748	0.0009
D03	-0.045606	0.042956	-1.061698	0.2899
D04	0.169557	0.067083	2.527576	0.0124
D05	0.236351	0.035655	6.628740	0.0000
D06	0.043183	0.051353	0.840892	0.4016
D07	0.116827	0.041237	2.833075	0.0052
D08	-0.098775	0.029236	-3.378522	0.0009
D09	0.052574	0.048487	1.084290	0.2798
D10	0.103788	0.061406	1.690193	0.0929
D11	0.039407	0.047064	0.837308	0.4036
D12	0.021826	0.038975	0.560002	0.5762
D13	0.162472	0.043678	3.719789	0.0003
D15	0.070028	0.045566	1.536824	0.1263
D16	0.182208	0.057630	3.161709	0.0019
D17	0.186425	0.051902	3.591851	0.0004
D18	0.053480	0.062651	0.853612	0.3946
D19	0.146018	0.057110	2.556776	0.0115
D20	0.155670	0.065821	2.365060	0.0192
D21	-0.043081	0.052320	-0.823420	0.4115
D23	-0.078759	0.043358	-1.816470	0.0711
D24	-0.084692	0.046050	-1.839147	0.0677
D25	-0.000292	0.046729	-0.006252	0.9950
D26	-0.172517	0.049615	-3.477097	0.0006
D27	0.060652	0.059101	1.026240	0.3063
D28	0.228032	0.053932	4.228145	0.0000
R-squared	0.906891	Mean dependent var	1.274898	
Adjusted R-squared	0.889291	S.D. dependent var	0.126396	
S.E. of regression	0.042056	Akaike info criterion	-3.351369	
Sum squared resid	0.290061	Schwarz criterion	-2.816167	
Log likelihood	360.4342	F-statistic	51.52843	
Durbin-Watson stat	1.322656	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)

Tabela 11 – Estimação III

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/03/10 Time: 14:25				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 28				
Total panel (balanced) observations: 196				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.056358	0.156853	6.734689	0.0000
BI	0.181990	0.078216	2.326772	0.0212
BI*CI	-0.255408	0.178151	-1.433662	0.1536
PS	-0.952111	0.108571	-8.769507	0.0000
LOG(PT)	0.104838	0.029582	3.543925	0.0005
D01	0.077004	0.026813	2.871916	0.0046
D02	-0.227400	0.024869	-9.144060	0.0000
D03	-0.137300	0.025807	-5.320264	0.0000
D04	0.039733	0.048301	0.822612	0.4119
D05	0.199905	0.030943	6.460421	0.0000
D06	-0.059186	0.034174	-1.731891	0.0852
D07	0.035793	0.025712	1.392068	0.1658
D08	-0.095196	0.033979	-2.801594	0.0057
D09	-0.017330	0.038694	-0.447860	0.6548
D10	-0.028605	0.036243	-0.789236	0.4311
D11	-0.020962	0.040139	-0.522232	0.6022
D12	-0.048845	0.026022	-1.877053	0.0623
D13	0.069553	0.025539	2.723372	0.0072
D15	-0.011347	0.032968	-0.344172	0.7312
D16	0.051223	0.030769	1.664763	0.0979
D17	0.074395	0.031372	2.371417	0.0189
D18	-0.099307	0.032872	-3.021014	0.0029
D19	0.019675	0.036991	0.531882	0.5955
D20	0.020567	0.044306	0.464210	0.6431
D22	-0.109941	0.030515	-3.602806	0.0004
D23	-0.155255	0.031775	-4.886058	0.0000
D24	-0.181922	0.027623	-6.585801	0.0000
D25	-0.081033	0.034431	-2.353516	0.0198
D26	-0.284509	0.025775	-11.03819	0.0000
D27	-0.070801	0.036853	-1.921175	0.0564
D28	0.106792	0.031267	3.415486	0.0008
R-squared	0.905380	Mean dependent var	1.274898	
Adjusted R-squared	0.887495	S.D. dependent var	0.126396	
S.E. of regression	0.042395	Akaike info criterion	-3.335274	
Sum squared resid	0.294768	Schwarz criterion	-2.800071	
Log likelihood	358.8568	F-statistic	50.62121	
Durbin-Watson stat	1.307395	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)



Tabela 11 – Estimação IV

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/03/10 Time: 14:16				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 28				
Total panel (balanced) observations: 196				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.797298	0.184430	4.323046	0.0000
BI	0.235217	0.079676	2.952181	0.0036
CI	0.172068	0.067144	2.562672	0.0113
BI*CI	-0.352102	0.179219	-1.964647	0.0512
PS	-0.907846	0.108162	-8.393426	0.0000
LOG(PT)	0.123265	0.029968	4.113199	0.0001
D01	0.129497	0.033390	3.878302	0.0002
D02	-0.142855	0.041068	-3.478535	0.0006
D03	-0.049515	0.042633	-1.161423	0.2472
D04	0.159707	0.066694	2.394610	0.0178
D05	0.248753	0.035908	6.927540	0.0000
D06	0.038969	0.050956	0.764748	0.4455
D07	0.118132	0.040887	2.889224	0.0044
D08	-0.052558	0.037330	-1.407936	0.1611
D09	0.058306	0.048158	1.210716	0.2278
D10	0.098088	0.060947	1.609395	0.1095
D11	0.042952	0.046693	0.919881	0.3590
D12	0.025496	0.038684	0.659078	0.5108
D13	0.160005	0.043320	3.693535	0.0003
D15	0.069272	0.045176	1.533383	0.1271
D16	0.175706	0.057229	3.070198	0.0025
D17	0.180234	0.051552	3.496184	0.0006
D18	0.038083	0.062605	0.608314	0.5438
D19	0.132288	0.057048	2.318893	0.0216
D20	0.145725	0.065451	2.226488	0.0274
D21	-0.048326	0.051938	-0.930456	0.3535
D22	0.016099	0.057616	0.279423	0.7803
D23	-0.079607	0.042987	-1.851892	0.0659
D24	-0.087807	0.045681	-1.922183	0.0563
D25	-7.99E-06	0.046327	-0.000172	0.9999
D27	0.048279	0.058930	0.819258	0.4138
D28	0.219444	0.053646	4.090586	0.0001
R-squared	0.909045	Mean dependent var	1.274898	
Adjusted R-squared	0.891189	S.D. dependent var	0.126396	
S.E. of regression	0.041694	Akaike info criterion	-3.364569	
Sum squared resid	0.283352	Schwarz criterion	-2.812642	
Log likelihood	362.7278	F-statistic	50.90926	
Durbin-Watson stat	1.367680	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)

Tabela 11 – Estimação V

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/03/10 Time: 14:23				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 28				
Total panel (balanced) observations: 196				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.908343	0.193667	4.690231	0.0000
BI	0.094250	0.049832	1.891345	0.0604
CI	0.145702	0.065327	2.230357	0.0271
PS	-0.907552	0.107561	-8.437572	0.0000
LOG(PT)	0.100163	0.032555	3.076740	0.0025
RS*VP	0.641858	0.274365	2.339430	0.0205
D01	0.126597	0.033187	3.814662	0.0002
D02	-0.132186	0.040981	-3.225534	0.0015
D03	-0.043029	0.042396	-1.014921	0.3116
D04	0.176207	0.066247	2.659832	0.0086
D05	0.238090	0.035187	6.766461	0.0000
D06	0.056405	0.050981	1.106386	0.2702
D07	0.119583	0.040703	2.937961	0.0038
D08	-0.096888	0.028857	-3.357536	0.0010
D09	0.064873	0.048127	1.347963	0.1795
D10	0.108506	0.060619	1.789971	0.0753
D11	0.044238	0.046481	0.951753	0.3426
D12	0.027764	0.038537	0.720437	0.4723
D13	0.163781	0.043098	3.800217	0.0002
D15	0.072941	0.044975	1.621829	0.1068
D16	0.188724	0.056928	3.315159	0.0011
D17	0.187846	0.051212	3.668006	0.0003
D18	0.056474	0.061827	0.913407	0.3624
D19	0.153048	0.056427	2.712331	0.0074
D20	0.163006	0.065017	2.507125	0.0132
D21	-0.034978	0.051737	-0.676073	0.5000
D22	0.030729	0.057180	0.537408	0.5917
D23	-0.072960	0.042850	-1.702659	0.0905
D24	-0.086949	0.045445	-1.913291	0.0575
D25	0.004056	0.046142	0.087894	0.9301
D26	-0.165746	0.049038	-3.379959	0.0009
D27	0.065259	0.058344	1.118514	0.2650
D28	0.232275	0.053242	4.362616	0.0000
R-squared	0.909916	Mean dependent var	1.274898	
Adjusted R-squared	0.892231	S.D. dependent var	0.126396	
S.E. of regression	0.041493	Akaike info criterion	-3.374190	
Sum squared resid	0.280639	Schwarz criterion	-2.822263	
Log likelihood	363.6706	F-statistic	51.45066	
Durbin-Watson stat	1.280395	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)

Tabela 11 – Estimação VI

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/03/10 Time: 13:56				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 28				
Total panel (balanced) observations: 196				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.219572	0.169326	7.202504	0.0000
BI	0.169627	0.077313	2.194012	0.0296
BI*CI	-0.274409	0.175878	-1.560227	0.1206
PS	-0.968508	0.107297	-9.026422	0.0000
LOG(PT)	0.070746	0.032528	2.174935	0.0311
RS*VP	0.655907	0.276739	2.370126	0.0190
D01	0.076732	0.026443	2.901752	0.0042
D02	-0.221095	0.024670	-8.962237	0.0000
D03	-0.136463	0.025454	-5.361262	0.0000
D04	0.043807	0.047666	0.919029	0.3594
D05	0.201540	0.030524	6.602641	0.0000
D06	-0.047675	0.034051	-1.400090	0.1634
D07	0.037217	0.025365	1.467243	0.1442
D08	-0.091308	0.033551	-2.721472	0.0072
D09	-0.005774	0.038471	-0.150087	0.8809
D10	-0.026381	0.035756	-0.737801	0.4617
D11	-0.016957	0.039622	-0.427980	0.6692
D12	-0.043889	0.025749	-1.704506	0.0902
D13	0.069130	0.025188	2.744576	0.0067
D15	-0.009853	0.032520	-0.302986	0.7623
D16	0.055277	0.030393	1.818726	0.0708
D17	0.073594	0.030941	2.378526	0.0185
D18	-0.099607	0.032419	-3.072486	0.0025
D19	0.024041	0.036528	0.658155	0.5114
D20	0.025243	0.043739	0.577117	0.5647
D21	-0.152976	0.029061	-5.264048	0.0000
D22	-0.107491	0.030112	-3.569646	0.0005
D23	-0.150730	0.031395	-4.801052	0.0000
D24	-0.186091	0.027299	-6.816724	0.0000
D25	-0.078020	0.033980	-2.296077	0.0229
D26	-0.279746	0.025499	-10.97092	0.0000
D27	-0.068947	0.036353	-1.896593	0.0597
D28	0.108611	0.030846	3.521122	0.0006
R-squared	0.908533	Mean dependent var	1.274898	
Adjusted R-squared	0.890576	S.D. dependent var	0.126396	
S.E. of regression	0.041811	Akaike info criterion	-3.358952	
Sum squared resid	0.284948	Schwarz criterion	-2.807025	
Log likelihood	362.1773	F-statistic	50.59557	
Durbin-Watson stat	1.266470	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)

Tabela 11 – Estimação VII

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/03/10 Time: 13:53				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 28				
Total panel (balanced) observations: 196				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.959239	0.193151	4.966265	0.0000
BI	0.223563	0.078607	2.844064	0.0050
CI	0.175205	0.066135	2.649185	0.0089
BI*CI	-0.373267	0.176703	-2.112395	0.0362
PS	-0.923783	0.106713	-8.656672	0.0000
LOG(PT)	0.088788	0.032661	2.718454	0.0073
RS*VP	0.669769	0.271818	2.464034	0.0148
D01	0.130177	0.032884	3.958692	0.0001
D02	-0.134875	0.040573	-3.324283	0.0011
D03	-0.047060	0.041996	-1.120573	0.2641
D04	0.166054	0.065731	2.526268	0.0125
D05	0.251314	0.035377	7.103826	0.0000
D06	0.052513	0.050482	1.040233	0.2998
D07	0.121087	0.040283	3.005868	0.0031
D08	-0.047810	0.036813	-1.298740	0.1959
D09	0.071484	0.047726	1.497795	0.1361
D10	0.102668	0.060049	1.709737	0.0892
D11	0.048207	0.046033	1.047225	0.2966
D12	0.031913	0.038185	0.835738	0.4045
D13	0.161221	0.042664	3.778827	0.0002
D15	0.072267	0.044506	1.623770	0.1064
D16	0.182114	0.056419	3.227867	0.0015
D17	0.181346	0.050770	3.571906	0.0005
D18	0.040282	0.061659	0.653291	0.5145
D19	0.138800	0.056243	2.467862	0.0146
D20	0.152781	0.064519	2.367998	0.0191
D21	-0.040186	0.051255	-0.784031	0.4342
D22	0.020899	0.056773	0.368118	0.7133
D23	-0.073607	0.042404	-1.735875	0.0845
D24	-0.090349	0.044998	-2.007830	0.0463
D25	0.004546	0.045660	0.099559	0.9208
D26	-0.169531	0.048558	-3.491290	0.0006
D27	0.052343	0.058057	0.901566	0.3686
D28	0.223355	0.052854	4.225854	0.0000
R-squared	0.912331	Mean dependent var		1.274898
Adjusted R-squared	0.894472	S.D. dependent var		0.126396
S.E. of regression	0.041060	Akaike info criterion		-3.391158
Sum squared resid	0.273116	Schwarz criterion		-2.822506
Log likelihood	366.3335	F-statistic		51.08649
Durbin-Watson stat	1.326447	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 12 – Estimação I**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Cross-sections included: 11				
Total panel (balanced) observations: 77				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.497031	0.178471	8.388095	0.0000
BI	0.067878	0.061802	1.098312	0.2762
PS	-1.136086	0.125724	-9.036384	0.0000
LOG(PT)	0.017590	0.031151	0.564685	0.5743
D01	0.086743	0.021550	4.025135	0.0002
D02	-0.211766	0.026320	-8.045945	0.0000
D03	-0.136614	0.028170	-4.849704	0.0000
D05	0.223731	0.017249	12.97089	0.0000
D07	0.055437	0.022664	2.446061	0.0172
D08	-0.125157	0.028260	-4.428763	0.0000
D09	0.043173	0.019295	2.237546	0.0288
D10	0.017713	0.020061	0.882939	0.3806
R-squared	0.944309	Mean dependent var		1.278442
Adjusted R-squared	0.932818	S.D. dependent var		0.116687
S.E. of regression	0.030245	Akaike info criterion		-3.996017
Sum squared resid	0.057629	Schwarz criterion		-3.569870
Log likelihood	167.8466	F-statistic		82.17324
Durbin-Watson stat	1.032482	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 12 – Estimação II**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Cross-sections included: 11				
Total panel (balanced) observations: 77				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.332327	0.197749	6.737466	0.0000
BI	0.092801	0.062282	1.490002	0.1413
CI	0.096805	0.053709	1.802386	0.0763
PS	-1.081832	0.127153	-8.508131	0.0000
LOG(PT)	0.040548	0.033154	1.223019	0.2260
D01	0.064225	0.024587	2.612176	0.0113
D02	-0.213029	0.025872	-8.234063	0.0000
D07	0.049391	0.022521	2.193071	0.0321
D08	-0.162958	0.034799	-4.682834	0.0000
D09	0.027047	0.020964	1.290150	0.2018
R-squared	0.947082	Mean dependent var		1.278442
Adjusted R-squared	0.935133	S.D. dependent var		0.116687
S.E. of regression	0.029719	Akaike info criterion		-4.021113
Sum squared resid	0.054760	Schwarz criterion		-3.564528
Log likelihood	169.8128	F-statistic		79.25919
Durbin-Watson stat	1.098025	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Eviews (2010)

Tabela 12 – Estimação III

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/03/10 Time: 17:00				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 11				
Total panel (balanced) observations: 77				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.517678	0.179142	8.471908	0.0000
BI	0.187386	0.124627	1.503571	0.1378
BI*CI	-0.230628	0.208970	-1.103644	0.2740
PS	-1.180326	0.131752	-8.958666	0.0000
LOG(PT)	0.013448	0.031323	0.429347	0.6692
D01	0.100055	0.024664	4.056755	0.0001
D02	-0.207732	0.026527	-7.830901	0.0000
D03	-0.132760	0.028337	-4.685015	0.0000
D04	0.121497	0.027663	4.392011	0.0000
D05	0.242474	0.024185	10.02588	0.0000
D07	0.058320	0.022775	2.560696	0.0129
D08	-0.094420	0.039642	-2.381792	0.0203
D09	0.056166	0.022575	2.488033	0.0155
D10	0.020119	0.020145	0.998689	0.3218
D11	0.050322	0.028178	1.785872	0.0790
R-squared	0.945382	Mean dependent var		1.278442
Adjusted R-squared	0.933050	S.D. dependent var		0.116687
S.E. of regression	0.030193	Akaike info criterion		-3.989498
Sum squared resid	0.056519	Schwarz criterion		-3.532913
Log likelihood	168.5957	F-statistic		76.65479
Durbin-Watson stat	1.066314	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Eviews (2010)

Tabela 12 – Estimação IV

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/03/10 Time: 16:54				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 11				
Total panel (balanced) observations: 77				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.288906	0.193605	6.657398	0.0000
BI	0.345302	0.134465	2.567960	0.0127
CI	0.146662	0.057404	2.554899	0.0131
BI*CI	-0.462509	0.219843	-2.103811	0.0395
PS	-1.142608	0.127105	-8.989465	0.0000
LOG(PT)	0.044065	0.032317	1.363499	0.1777
D01	0.079323	0.024987	3.174568	0.0024
D02	-0.205589	0.025432	-8.083789	0.0000
D03	-0.125393	0.027305	-4.592249	0.0000
D04	0.141609	0.027651	5.121297	0.0000
D05	0.216576	0.025294	8.562349	0.0000
D07	0.052058	0.021960	2.370535	0.0209
D08	-0.120787	0.039362	-3.068599	0.0032
D09	0.044800	0.022084	2.028620	0.0469
D10	0.053092	0.023220	2.286474	0.0257
D11	0.036517	0.027535	1.326186	0.1897
R-squared	0.950662	Mean dependent var	1.278442	
Adjusted R-squared	0.938530	S.D. dependent var	0.116687	
S.E. of regression	0.028931	Akaike info criterion	-4.065185	
Sum squared resid	0.051056	Schwarz criterion	-3.578161	
Log likelihood	172.5096	F-statistic	78.35807	
Durbin-Watson stat	1.166056	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)

Tabela 12 – Estimação V

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/03/10 Time: 16:48				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 11				
Total panel (balanced) observations: 77				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.475439	0.211105	6.989139	0.0000
BI	0.066206	0.063140	1.048559	0.2985
CI	0.093816	0.052870	1.774461	0.0810
PS	-1.086096	0.125124	-8.680156	0.0000
LOG(PT)	0.012833	0.036273	0.353783	0.7247
RS*VP	0.542525	0.310594	1.746735	0.0857
D01	0.054264	0.024853	2.183394	0.0329
D02	-0.217381	0.025576	-8.499522	0.0000
D03	-0.143135	0.027726	-5.162393	0.0000
D04	0.123517	0.027941	4.420593	0.0000
D05	0.185595	0.023711	7.827408	0.0000
D07	0.042003	0.022558	1.861990	0.0674
D08	-0.167598	0.034340	-4.880518	0.0000
D09	0.025878	0.020637	1.253989	0.2146
D10	0.028488	0.022940	1.241843	0.2190
D11	0.003388	0.025618	0.132251	0.8952
R-squared	0.949603	Mean dependent var	1.278442	
Adjusted R-squared	0.937210	S.D. dependent var	0.116687	
S.E. of regression	0.029239	Akaike info criterion	-4.043946	
Sum squared resid	0.052152	Schwarz criterion	-3.556922	
Log likelihood	171.6919	F-statistic	76.62590	
Durbin-Watson stat	1.116367	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)



Tabela 12 – Estimação VI

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/03/10 Time: 16:43				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 11				
Total panel (balanced) observations: 77				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.651366	0.193448	8.536473	0.0000
BI	0.147346	0.125071	1.178101	0.2433
BI*CI	-0.202537	0.206584	-0.980413	0.3308
PS	-1.177493	0.129836	-9.069053	0.0000
LOG(PT)	-0.012696	0.034527	-0.367722	0.7144
RS*VP	0.535357	0.316891	1.689402	0.0962
D01	0.087918	0.025343	3.469167	0.0010
D02	-0.212557	0.026295	-8.083605	0.0000
D03	-0.141867	0.028438	-4.988597	0.0000
D04	0.113524	0.027664	4.103672	0.0001
D05	0.230802	0.024812	9.301878	0.0000
D07	0.050494	0.022915	2.203526	0.0313
D08	-0.103894	0.039463	-2.632690	0.0107
D09	0.052939	0.022326	2.371146	0.0209
D10	0.011172	0.020545	0.543779	0.5886
D11	0.039253	0.028528	1.375943	0.1739
R-squared	0.947824	Mean dependent var		1.278442
Adjusted R-squared	0.934993	S.D. dependent var		0.116687
S.E. of regression	0.029751	Akaike info criterion		-4.009251
Sum squared resid	0.053993	Schwarz criterion		-3.522226
Log likelihood	170.3561	F-statistic		73.87425
Durbin-Watson stat	1.081829	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Eviews (2010)

Tabela 12 – Estimação VII

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/03/10 Time: 16:42				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 11				
Total panel (balanced) observations: 77				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.419114	0.208382	6.810153	0.0000
BI	0.302358	0.135628	2.229324	0.0295
CI	0.140188	0.056868	2.465158	0.0166
BI*CI	-0.427035	0.218383	-1.955440	0.0552
PS	-1.141727	0.125590	-9.090944	0.0000
LOG(PT)	0.019224	0.035612	0.539817	0.5913
RS*VP	0.480983	0.305272	1.575589	0.1204
D01	0.069334	0.025490	2.720062	0.0085
D02	-0.210018	0.025285	-8.305883	0.0000
D03	-0.133900	0.027514	-4.866547	0.0000
D04	0.133558	0.027795	4.805172	0.0000
D05	0.207232	0.025686	8.067914	0.0000
D07	0.045303	0.022118	2.048267	0.0449
D08	-0.128135	0.039171	-3.271163	0.0018
D09	0.042402	0.021873	1.938523	0.0573
D10	0.043598	0.023721	1.837965	0.0710
D11	0.027182	0.027844	0.976206	0.3329
R-squared	0.952622	Mean dependent var		1.278442
Adjusted R-squared	0.939988	S.D. dependent var		0.116687
S.E. of regression	0.028585	Akaike info criterion		-4.079753
Sum squared resid	0.049027	Schwarz criterion		-3.562289
Log likelihood	174.0705	F-statistic		75.40116
Durbin-Watson stat	1.174551	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Eviews (2010)

Tabela 13 – Estimação I

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/09/10 Time: 17:42				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 17				
Total panel (balanced) observations: 119				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.590600	0.224862	2.626494	0.0100
BI	0.114168	0.068194	1.674168	0.0973
PS	-0.790056	0.154492	-5.113882	0.0000
LOG(PT)	0.192202	0.043269	4.442075	0.0000
D12	-0.044222	0.030920	-1.430191	0.1558
D13	0.086349	0.027654	3.122442	0.0024
D15	-0.014432	0.041177	-0.350480	0.7267
D16	0.061083	0.033569	1.819627	0.0718
D17	0.090758	0.036267	2.502474	0.0140
D18	-0.067404	0.031798	-2.119752	0.0365
D19	0.023791	0.043083	0.552206	0.5821
D20	0.012442	0.055640	0.223623	0.8235
D21	-0.150336	0.032482	-4.628248	0.0000
D22	-0.093976	0.031570	-2.976781	0.0037
D23	-0.162304	0.039404	-4.118990	0.0001
D24	-0.150104	0.031551	-4.757499	0.0000
D25	-0.083615	0.043919	-1.903843	0.0598
D26	-0.267144	0.026327	-10.14704	0.0000
D27	-0.069204	0.042778	-1.617772	0.1089
D28	0.120533	0.034657	3.477864	0.0008
R-squared	0.892382	Mean dependent var		1.272605
Adjusted R-squared	0.871728	S.D. dependent var		0.132732
S.E. of regression	0.047538	Akaike info criterion		-3.102443
Sum squared resid	0.223726	Schwarz criterion		-2.635364
Log likelihood	204.5954	F-statistic		43.20631
Durbin-Watson stat	1.403361	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Eviews (2010)

Tabela 13 – Estimação II

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/09/10 Time: 17:36				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 17				
Total panel (balanced) observations: 119				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.361150	0.314478	1.148412	0.2536
BI	0.120911	0.068469	1.765915	0.0805
CI	0.187303	0.179548	1.043192	0.2994
PS	-0.776443	0.154974	-5.010156	0.0000
LOG(PT)	0.201301	0.044120	4.562580	0.0000
D12	0.043198	0.089318	0.483641	0.6297
D13	0.191057	0.104109	1.835153	0.0695
D15	0.083838	0.102800	0.815545	0.4167
D16	0.209746	0.146404	1.432649	0.1551
D17	0.217918	0.127172	1.713574	0.0898
D18	0.096785	0.160568	0.602764	0.5481
D19	0.166402	0.143329	1.160979	0.2485
D20	0.170152	0.161085	1.056287	0.2934
D21	-0.018101	0.130852	-0.138329	0.8903
D22	0.056822	0.147958	0.384039	0.7018
D23	-0.069402	0.097377	-0.712719	0.4777
D24	-0.041771	0.108531	-0.384876	0.7012
D25	0.015828	0.104948	0.150816	0.8804
D26	-0.142241	0.122590	-1.160297	0.2487
D27	0.079899	0.149189	0.535558	0.5935
D28	0.256956	0.135285	1.899368	0.0605
R-squared	0.893564	Mean dependent var	1.272605	
Adjusted R-squared	0.871842	S.D. dependent var	0.132732	
S.E. of regression	0.047517	Akaike info criterion	-3.096680	
Sum squared resid	0.221269	Schwarz criterion	-2.606246	
Log likelihood	205.2525	F-statistic	41.13699	
Durbin-Watson stat	1.425372	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)

Tabela 13 – Estimação III

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/09/10 Time: 17:41				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 17				
Total panel (balanced) observations: 119				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.729172	0.240319	3.034184	0.0031
BI	0.236470	0.103658	2.281240	0.0247
BI*CI	-0.492575	0.316124	-1.558169	0.1224
PS	-0.805380	0.153705	-5.239776	0.0000
LOG(PT)	0.171430	0.044981	3.811198	0.0002
D12	-0.054058	0.031342	-1.724772	0.0877
D13	0.061024	0.031907	1.912595	0.0587
D15	-0.038136	0.043622	-0.874241	0.3841
D16	0.020988	0.042107	0.498437	0.6193
D17	0.057534	0.041848	1.374830	0.1723
D18	-0.121125	0.046748	-2.591007	0.0110
D19	-0.019295	0.050935	-0.378823	0.7056
D20	-0.034462	0.062912	-0.547787	0.5851
D21	-0.184665	0.039058	-4.728022	0.0000
D22	-0.137261	0.041883	-3.277262	0.0015
D23	-0.184667	0.041672	-4.431423	0.0000
D24	-0.174540	0.035032	-4.982272	0.0000
D25	-0.104056	0.045536	-2.285124	0.0245
D26	-0.299306	0.033306	-8.986458	0.0000
D27	-0.114122	0.051331	-2.223238	0.0285
D28	0.082882	0.042047	1.971172	0.0515
R-squared	0.894984	Mean dependent var	1.272605	
Adjusted R-squared	0.873552	S.D. dependent var	0.132732	
S.E. of regression	0.047199	Akaike info criterion	-3.110109	
Sum squared resid	0.218318	Schwarz criterion	-2.619676	
Log likelihood	206.0515	F-statistic	41.75940	
Durbin-Watson stat	1.466841	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)

Tabela 13 – Estimação IV

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/09/10 Time: 17:46				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 17				
Total panel (balanced) observations: 119				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.438387	0.313522	1.398265	0.1652
BI	0.270943	0.105873	2.559123	0.0120
CI	0.260579	0.181799	1.433334	0.1550
BI*CI	-0.593634	0.322245	-1.842181	0.0685
PS	-0.789587	0.153281	-5.151223	0.0000
LOG(PT)	0.179828	0.045123	3.985318	0.0001
D12	0.065544	0.089076	0.735820	0.4636
D13	0.201500	0.103017	1.955994	0.0533
D15	0.093715	0.101709	0.921411	0.3591
D16	0.219583	0.144747	1.517017	0.1325
D17	0.227625	0.125757	1.810042	0.0734
D18	0.096277	0.158643	0.606877	0.5454
D19	0.170269	0.141626	1.202244	0.2322
D20	0.175323	0.159178	1.101429	0.2734
D21	-0.007740	0.129405	-0.059813	0.9524
D22	0.063651	0.146231	0.435276	0.6643
D23	-0.060008	0.096344	-0.622857	0.5348
D24	-0.028839	0.107459	-0.268369	0.7890
D25	0.030097	0.103978	0.289451	0.7729
D26	-0.132136	0.121244	-1.089840	0.2785
D27	0.084099	0.147417	0.570482	0.5697
D28	0.264951	0.133733	1.981195	0.0504
R-squared	0.897162	Mean dependent var	1.272605	
Adjusted R-squared	0.874898	S.D. dependent var	0.132732	
S.E. of regression	0.046947	Akaike info criterion	-3.114261	
Sum squared resid	0.213790	Schwarz criterion	-2.600474	
Log likelihood	207.2985	F-statistic	40.29661	
Durbin-Watson stat	1.504631	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)

Tabela 13 – Estimação V

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/09/10 Time: 17:20				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 17				
Total panel (balanced) observations: 119				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.507287	0.323752	1.566899	0.1204
BI	0.108774	0.068245	1.593872	0.1142
CI	0.205505	0.178274	1.152750	0.2518
PS	-0.795290	0.154001	-5.164183	0.0000
LOG(PT)	0.166718	0.048396	3.444876	0.0008
RS*VP	0.669708	0.401696	1.667204	0.0987
D12	0.056736	0.088889	0.638276	0.5248
D13	0.201647	0.103372	1.950688	0.0540
D15	0.096275	0.102152	0.942465	0.3483
D16	0.230081	0.145604	1.580178	0.1173
D17	0.230447	0.126256	1.825232	0.0710
D18	0.114139	0.159470	0.715737	0.4759
D19	0.186138	0.142538	1.305885	0.1947
D20	0.192690	0.160213	1.202709	0.2320
D21	0.002300	0.130256	0.017657	0.9859
D22	0.075615	0.147065	0.514159	0.6083
D23	-0.054375	0.096924	-0.561000	0.5761
D24	-0.035380	0.107627	-0.328732	0.7431
D25	0.029519	0.104331	0.282930	0.7778
D26	-0.123949	0.121986	-1.016094	0.3121
D27	0.098099	0.148255	0.661691	0.5097
D28	0.273301	0.134431	2.033012	0.0448
R-squared	0.896529	Mean dependent var		1.272605
Adjusted R-squared	0.874128	S.D. dependent var		0.132732
S.E. of regression	0.047091	Akaike info criterion		-3.108126
Sum squared resid	0.215105	Schwarz criterion		-2.594338
Log likelihood	206.9335	F-statistic		40.02188
Durbin-Watson stat	1.359887	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Eviews (2010)

Tabela 13 – Estimação VI

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/09/10 Time: 17:11				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 17				
Total panel (balanced) observations: 119				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.911520	0.260535	3.498641	0.0007
BI	0.232168	0.102671	2.261295	0.0260
BI*CI	-0.527980	0.313696	-1.683096	0.0956
PS	-0.827125	0.152720	-5.415960	0.0000
LOG(PT)	0.133637	0.049670	2.690474	0.0084
RS*VP	0.685420	0.398771	1.718833	0.0888
D12	-0.049604	0.031142	-1.592825	0.1145
D13	0.059628	0.031604	1.886756	0.0622
D15	-0.036886	0.043199	-0.853847	0.3953
D16	0.024132	0.041734	0.578237	0.5644
D17	0.055321	0.041457	1.334428	0.1852
D18	-0.123556	0.046310	-2.667986	0.0089
D19	-0.016378	0.050463	-0.324555	0.7462
D20	-0.030453	0.062337	-0.488518	0.6263
D21	-0.179406	0.038795	-4.624495	0.0000
D22	-0.136137	0.041476	-3.282262	0.0014
D23	-0.180135	0.041347	-4.356661	0.0000
D24	-0.180531	0.034863	-5.178343	0.0000
D25	-0.101404	0.045115	-2.247669	0.0269
D26	-0.295321	0.033061	-8.932723	0.0000
D27	-0.113554	0.050828	-2.234076	0.0278
D28	0.083334	0.041635	2.001552	0.0481
R-squared	0.898088	Mean dependent var	1.272605	
Adjusted R-squared	0.876024	S.D. dependent var	0.132732	
S.E. of regression	0.046735	Akaike info criterion	-3.123305	
Sum squared resid	0.211865	Schwarz criterion	-2.609518	
Log likelihood	207.8367	F-statistic	40.70468	
Durbin-Watson stat	1.398959	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)



Tabela 13 – Estimação VII

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/09/10 Time: 17:02				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 17				
Total panel (balanced) observations: 119				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.604890	0.322481	1.875741	0.0637
BI	0.269758	0.104576	2.579534	0.0114
CI	0.286462	0.180112	1.590464	0.1150
BI*CI	-0.641608	0.319345	-2.009136	0.0473
PS	-0.811317	0.151855	-5.342694	0.0000
LOG(PT)	0.140166	0.049454	2.834269	0.0056
RS*VP	0.734435	0.396862	1.850608	0.0673
D12	0.082197	0.088442	0.929382	0.3550
D13	0.213958	0.101975	2.098135	0.0385
D15	0.108152	0.100763	1.073331	0.2858
D16	0.242679	0.143514	1.690973	0.0941
D17	0.242150	0.124462	1.945577	0.0546
D18	0.115267	0.157032	0.734034	0.4647
D19	0.192224	0.140390	1.369213	0.1741
D20	0.200457	0.157810	1.270243	0.2071
D21	0.015469	0.128431	0.120448	0.9044
D22	0.084812	0.144888	0.585362	0.5597
D23	-0.042769	0.095617	-0.447299	0.6557
D24	-0.020785	0.106229	-0.195665	0.8453
D25	0.046264	0.103073	0.448842	0.6546
D26	-0.111261	0.120286	-0.924965	0.3573
D27	0.104397	0.146021	0.714944	0.4764
D28	0.283521	0.132473	2.140220	0.0349
R-squared	0.900704	Mean dependent var		1.272605
Adjusted R-squared	0.877949	S.D. dependent var		0.132732
S.E. of regression	0.046371	Akaike info criterion		-3.132507
Sum squared resid	0.206426	Schwarz criterion		-2.595366
Log likelihood	209.3842	F-statistic		39.58214
Durbin-Watson stat	1.435181	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 14 – Estimação I**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/10/10 Time: 18:28				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 28				
Total panel (balanced) observations: 196				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.724781	0.181796	3.986774	0.0001
BI	0.077680	0.076431	1.016351	0.3110
PS	-0.910960	0.109401	-8.326764	0.0000
LOG(PT)	0.164280	0.035366	4.645146	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.913117	Mean dependent var	1.274898	
Adjusted R-squared	0.893445	S.D. dependent var	0.126396	
S.E. of regression	0.041259	Akaike info criterion	-3.369556	
Sum squared resid	0.270666	Schwarz criterion	-2.750728	
Log likelihood	367.2165	F-statistic	46.41803	
Durbin-Watson stat	1.252872	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 14 – Estimação II**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 28				
Total panel (balanced) observations: 196				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.650066	0.188920	3.440957	0.0007
BI	0.099368	0.077754	1.277979	0.2031
CI	0.095215	0.067919	1.401895	0.1629
PS	-0.880741	0.111181	-7.921714	0.0000
LOG(PT)	0.169883	0.035485	4.787485	0.0000
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.914185	Mean dependent var	1.274898	
Adjusted R-squared	0.894088	S.D. dependent var	0.126396	
S.E. of regression	0.041134	Akaike info criterion	-3.371714	
Sum squared resid	0.267341	Schwarz criterion	-2.736161	
Log likelihood	368.4279	F-statistic	45.49080	
Durbin-Watson stat	1.283047	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 14 – Estimação III**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/10/10 Time: 18:04				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 28				
Total panel (balanced) observations: 196				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.797993	0.186394	4.281218	0.0000
BI	0.186579	0.101360	1.840760	0.0675
BI*CI	-0.285526	0.175725	-1.624843	0.1062
PS	-0.928409	0.109370	-8.488694	0.0000
LOG(PT)	0.149822	0.036293	4.128154	0.0001
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.914545	Mean dependent var	1.274898	
Adjusted R-squared	0.894533	S.D. dependent var	0.126396	
S.E. of regression	0.041048	Akaike info criterion	-3.375923	
Sum squared resid	0.266218	Schwarz criterion	-2.740370	
Log likelihood	368.8405	F-statistic	45.70071	
Durbin-Watson stat	1.275429	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 14 – Estimação IV**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 28				
Total panel (balanced) observations: 196				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.717706	0.190142	3.774585	0.0002
BI	0.243600	0.105319	2.312975	0.0220
CI	0.126487	0.069056	1.831658	0.0689
BI*CI	-0.359491	0.179043	-2.007840	0.0464
PS	-0.892784	0.110292	-8.094706	0.0000
LOG(PT)	0.153520	0.036082	4.254791	0.0000
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.916333	Mean dependent var	1.274898	
Adjusted R-squared	0.896082	S.D. dependent var	0.126396	
S.E. of regression	0.040745	Akaike info criterion	-3.386863	
Sum squared resid	0.260648	Schwarz criterion	-2.734585	
Log likelihood	370.9126	F-statistic	45.24959	
Durbin-Watson stat	1.314137	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 14 – Estimação V**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/10/10 Time: 17:43				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 28				
Total panel (balanced) observations: 196				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.787984	0.182196	4.324930	0.0000
BI	0.094855	0.073814	1.285047	0.2007
CI	0.099895	0.064480	1.549233	0.1233
PS	-0.850076	0.105779	-8.036367	0.0000
LOG(PT)	0.137194	0.034537	3.972409	0.0001
RS*VP	1.353285	0.315891	4.284028	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.923166	Mean dependent var	1.274898	
Adjusted R-squared	0.904569	S.D. dependent var	0.126396	
S.E. of regression	0.039046	Akaike info criterion	-3.472064	
Sum squared resid	0.239360	Schwarz criterion	-2.819786	
Log likelihood	379.2623	F-statistic	49.64135	
Durbin-Watson stat	1.282841	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 14 – Estimação VI**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/10/10 Time: 17:19				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 28				
Total panel (balanced) observations: 196				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.938644	0.180060	5.212964	0.0000
BI	0.180954	0.096268	1.879690	0.0620
BI*CI	-0.285314	0.166882	-1.709677	0.0893
PS	-0.899398	0.104088	-8.640702	0.0000
LOG(PT)	0.117074	0.035311	3.315490	0.0011
RS*VP	1.344834	0.315329	4.264865	0.0000
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.923417	Mean dependent var	1.274898	
Adjusted R-squared	0.904881	S.D. dependent var	0.126396	
S.E. of regression	0.038982	Akaike info criterion	-3.475339	
Sum squared resid	0.238578	Schwarz criterion	-2.823061	
Log likelihood	379.5832	F-statistic	49.81774	
Durbin-Watson stat	1.283426	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 14 – Estimação VII**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/10/10 Time: 15:06				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 28				
Total panel (balanced) observations: 196				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.856370	0.182993	4.679790	0.0000
BI	0.240147	0.099806	2.406145	0.0173
CI	0.131406	0.065449	2.007773	0.0464
BI*CI	-0.362154	0.169667	-2.134501	0.0344
PS	-0.862153	0.104754	-8.230303	0.0000
LOG(PT)	0.120652	0.035021	3.445170	0.0007
RS*VP	1.355697	0.312375	4.339965	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.925347	Mean dependent var	1.274898	
Adjusted R-squared	0.906683	S.D. dependent var	0.126396	
S.E. of regression	0.038611	Akaike info criterion	-3.490647	
Sum squared resid	0.232568	Schwarz criterion	-2.821644	
Log likelihood	382.0834	F-statistic	49.58088	
Durbin-Watson stat	1.312456	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 15 – Estimação I**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel EGLS (Two-way random effects)				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 11				
Total panel (balanced) observations: 77				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.441336	0.172293	8.365633	0.0000
BI	0.049389	0.060795	0.812390	0.4192
PS	-1.045124	0.117740	-8.876545	0.0000
LOG(PT)	0.026496	0.030959	0.855835	0.3949
Cross-section random S.D. / Rho			0.113983	0.9340
Period random S.D. / Rho			0.000000	0.0000
Idiosyncratic random S.D. / Rho			0.030288	0.0660
Weighted Statistics				
R-squared	0.695304	Mean dependent var	0.127755	
Adjusted R-squared	0.682782	S.D. dependent var	0.054191	
S.E. of regression	0.030522	Sum squared resid	0.068004	
F-statistic	55.52774	Durbin-Watson stat	0.887316	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 15 – Estimação II**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel EGLS (Two-way random effects)				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 11				
Total panel (balanced) observations: 77				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.299228	0.202915	6.402807	0.0000
BI	0.066890	0.062936	1.062830	0.2914
CI	0.097448	0.052058	1.871892	0.0653
PS	-0.996182	0.120975	-8.234615	0.0000
LOG(PT)	0.043445	0.034823	1.247596	0.2162
Effects Specification				
Cross-section random S.D. / Rho			0.116460	0.9371
Period random S.D. / Rho			0.005126	0.0018
Idiosyncratic random S.D. / Rho			0.029729	0.0611
Weighted Statistics				
R-squared	0.684613	Mean dependent var		0.122593
Adjusted R-squared	0.667092	S.D. dependent var		0.051355
S.E. of regression	0.029631	Sum squared resid		0.063214
F-statistic	39.07283	Durbin-Watson stat		0.941380
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 15 – Estimação III**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel EGLS (Two-way random effects)				
Date: 11/12/10 Time: 14:25				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 11				
Total panel (balanced) observations: 77				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.484891	0.176004	8.436687	0.0000
BI	0.160752	0.123237	1.304413	0.1962
BI*CI	-0.210582	0.203996	-1.032285	0.3054
PS	-1.100715	0.124594	-8.834415	0.0000
LOG(PT)	0.020266	0.031417	0.645078	0.5209
Cross-section random S.D. / Rho			0.123115	0.9427
Period random S.D. / Rho			0.002401	0.0004
Idiosyncratic random S.D. / Rho			0.030249	0.0569
Weighted Statistics				
R-squared	0.697680	Mean dependent var		0.118178
Adjusted R-squared	0.680884	S.D. dependent var		0.053335
S.E. of regression	0.030129	Sum squared resid		0.065358
F-statistic	41.53949	Durbin-Watson stat		0.919345
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 15 – Estimação IV**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel EGLS (Two-way random effects)				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 11				
Total panel (balanced) observations: 77				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.272090	0.216157	5.885031	0.0000
BI	0.319318	0.144951	2.202938	0.0308
CI	0.152649	0.057872	2.637673	0.0102
BI*CI	-0.465644	0.225966	-2.060685	0.0430
PS	-1.024728	0.123350	-8.307459	0.0000
LOG(PT)	0.044370	0.037995	1.167778	0.2468
Effects Specification				
Cross-section random S.D. / Rho			0.093431	0.9061
Period random S.D. / Rho			0.008699	0.0079
Idiosyncratic random S.D. / Rho			0.028789	0.0860
Weighted Statistics				
R-squared	0.655146	Mean dependent var	0.146908	
Adjusted R-squared	0.630860	S.D. dependent var	0.048799	
S.E. of regression	0.029648	Sum squared resid	0.062411	
F-statistic	26.97684	Durbin-Watson stat	0.931313	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 15 – Estimação V**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel EGLS (Two-way random effects)				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 11				
Total panel (balanced) observations: 77				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.404166	0.217297	6.461977	0.0000
BI	0.034720	0.065506	0.530033	0.5977
CI	0.099556	0.051903	1.918118	0.0591
PS	-0.946472	0.120016	-7.886189	0.0000
LOG(PT)	0.018592	0.038693	0.480488	0.6324
RS*VP	0.697047	0.352635	1.976683	0.0520
Cross-section random S.D. / Rho			0.092622	0.9058
Period random S.D. / Rho			0.007072	0.0053
Idiosyncratic random S.D. / Rho			0.029021	0.0889
R-squared	0.667234	Mean dependent var	0.149678	
Adjusted R-squared	0.643800	S.D. dependent var	0.050113	
S.E. of regression	0.029909	Sum squared resid	0.063511	
F-statistic	28.47261	Durbin-Watson stat	0.917119	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 15 – Estimação VI**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel EGLS (Two-way random effects)				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 11				
Total panel (balanced) observations: 77				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.574014	0.195548	8.049246	0.0000
BI	0.098485	0.129671	0.759499	0.4501
BI*CI	-0.162017	0.209196	-0.774476	0.4412
PS	-1.033670	0.124309	-8.315351	0.0000
LOG(PT)	-0.001678	0.036389	-0.046099	0.9634
RS*VP	0.602723	0.344104	1.751570	0.0842
Effects Specification				
Cross-section random S.D. / Rho			0.087636	0.8941
Period random S.D. / Rho			0.003591	0.0015
Idiosyncratic random S.D. / Rho			0.029948	0.1044
Weighted Statistics				
R-squared	0.676810	Mean dependent var	0.163553	
Adjusted R-squared	0.654050	S.D. dependent var	0.053335	
S.E. of regression	0.031370	Sum squared resid	0.069870	
F-statistic	29.73698	Durbin-Watson stat	0.849514	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 15 – Estimação VII**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel EGLS (Two-way random effects)				
Cross-sections included: 11				
Total panel (balanced) observations: 77				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.391828	0.292630	4.756272	0.0000
BI	0.365352	0.164690	2.218427	0.0298
CI	0.178438	0.058185	3.066707	0.0031
BI*CI	-0.478736	0.233182	-2.053060	0.0438
PS	-0.887695	0.127375	-6.969161	0.0000
LOG(PT)	0.005211	0.056139	0.092822	0.9263
RS*VP	1.175707	0.508724	2.311091	0.0238
Cross-section random S.D. / Rho			0.078546	0.4672
Period random S.D. / Rho			0.078970	0.4722
Idiosyncratic random S.D. / Rho			0.028283	0.0606
R-squared	0.584723	Mean dependent var	0.107763	
Adjusted R-squared	0.549128	S.D. dependent var	0.043096	
S.E. of regression	0.028937	Sum squared resid	0.058616	
F-statistic	16.42701	Durbin-Watson stat	1.002866	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Eviews (2010)



**Tabela 16 – Estimação I**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel EGLS (Two-way random effects)				
Date: 11/12/10 Time: 16:51				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 17				
Total panel (balanced) observations: 119				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.376959	0.225015	1.675263	0.0966
BI	0.135999	0.079132	1.718643	0.0884
PS	-0.707434	0.136354	-5.188213	0.0000
LOG(PT)	0.223229	0.042701	5.227744	0.0000
Effects Specification				
Cross-section random S.D. / Rho			0.109364	0.8412
Period random S.D. / Rho			0.014397	0.0146
Idiosyncratic random S.D. / Rho			0.045284	0.1442
Weighted Statistics				
R-squared	0.473994	Mean dependent var	0.192849	
Adjusted R-squared	0.460272	S.D. dependent var	0.061173	
S.E. of regression	0.044941	Sum squared resid	0.232268	
F-statistic	34.54286	Durbin-Watson stat	1.232194	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 16 – Estimação II**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel EGLS (Two-way random effects)				
Date: 11/12/10 Time: 16:10				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 17				
Total panel (balanced) observations: 119				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.384759	0.234931	1.637756	0.1042
BI	0.134235	0.077955	1.721958	0.0878
CI	0.004278	0.110954	0.038561	0.9693
PS	-0.710827	0.139558	-5.093429	0.0000
LOG(PT)	0.221529	0.042971	5.155287	0.0000
Effects Specification				
Cross-section random S.D. / Rho			0.112586	0.8501
Period random S.D. / Rho			0.013315	0.0119
Idiosyncratic random S.D. / Rho			0.045371	0.1381
R-squared	0.477346	Mean dependent var	0.188526	
Adjusted R-squared	0.459008	S.D. dependent var	0.061343	
S.E. of regression	0.045119	Sum squared resid	0.232073	
F-statistic	26.02942	Durbin-Watson stat	1.240726	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 16 – Estimação III**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel EGLS (Two-way random effects)				
Date: 11/12/10 Time: 16:06				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 17				
Total panel (balanced) observations: 119				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.594995	0.231230	2.573172	0.0114
BI	0.243968	0.099653	2.448164	0.0159
BI*CI	-0.499839	0.294564	-1.696877	0.0924
PS	-0.769318	0.139020	-5.533868	0.0000
LOG(PT)	0.182164	0.043567	4.181195	0.0001
Effects Specification				
Cross-section random S.D. / Rho			0.113532	0.8657
Period random S.D. / Rho			0.005397	0.0020
Idiosyncratic random S.D. / Rho			0.044387	0.1323
Weighted Statistics				
R-squared	0.513306	Mean dependent var	0.185538	
Adjusted R-squared	0.496229	S.D. dependent var	0.064302	
S.E. of regression	0.045640	Sum squared resid	0.237458	
F-statistic	30.05838	Durbin-Watson stat	1.305661	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 16 – Estimação IV**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel EGLS (Two-way random effects)				
Date: 11/12/10 Time: 16:02				
Cross-sections included: 17				
Total panel (balanced) observations: 119				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.557260	0.237742	2.343974	0.0208
BI	0.269696	0.103197	2.613415	0.0102
CI	0.149475	0.119548	1.250340	0.2138
BI*CI	-0.605127	0.315032	-1.920839	0.0573
PS	-0.754441	0.141952	-5.314743	0.0000
LOG(PT)	0.178999	0.043402	4.124239	0.0001
Cross-section random S.D. / Rho			0.116212	0.8717
Period random S.D. / Rho			0.000000	0.0000
Idiosyncratic random S.D. / Rho			0.044590	0.1283
R-squared	0.529239	Mean dependent var	0.182645	
Adjusted R-squared	0.508409	S.D. dependent var	0.065751	
S.E. of regression	0.046100	Sum squared resid	0.240152	
F-statistic	25.40736	Durbin-Watson stat	1.338176	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 16 – Estimação V**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel EGLS (Two-way random effects)				
Date: 11/12/10 Time: 15:59				
Cross-sections included: 17				
Total panel (balanced) observations: 119				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.544116	0.239699	2.269992	0.0251
BI	0.131253	0.085963	1.526854	0.1296
CI	-0.022551	0.107375	-0.210022	0.8340
PS	-0.705232	0.134567	-5.240755	0.0000
LOG(PT)	0.188375	0.044961	4.189707	0.0001
RS*VP	1.117255	0.413449	2.702280	0.0079
Effects Specification				
Cross-section random S.D. / Rho			0.107254	0.8303
Period random S.D. / Rho			0.021206	0.0325
Idiosyncratic random S.D. / Rho			0.043602	0.1372
Weighted Statistics				
R-squared	0.496604	Mean dependent var		0.184889
Adjusted R-squared	0.474329	S.D. dependent var		0.059696
S.E. of regression	0.043281	Sum squared resid		0.211680
F-statistic	22.29504	Durbin-Watson stat		1.180072
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 16 – Estimação VI**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel EGLS (Two-way random effects)				
Cross-sections included: 17				
Total panel (balanced) observations: 119				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.814736	0.251103	3.244633	0.0015
BI	0.228225	0.098450	2.318178	0.0222
BI*CI	-0.508382	0.295774	-1.718818	0.0884
PS	-0.801697	0.139500	-5.746952	0.0000
LOG(PT)	0.137428	0.048046	2.860354	0.0050
RS*VP	0.701616	0.391002	1.794406	0.0754
Effects Specification				
Cross-section random S.D. / Rho			0.107597	0.8653
Period random S.D. / Rho			0.000000	0.0000
Idiosyncratic random S.D. / Rho			0.042451	0.1347
R-squared	0.534954	Mean dependent var		0.187695
Adjusted R-squared	0.514377	S.D. dependent var		0.065870
S.E. of regression	0.045903	Sum squared resid		0.238097
F-statistic	25.99735	Durbin-Watson stat		1.243874
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Eviews (2010)

**Tabela 16 – Estimação VII**

Dependent Variable: MK				
Method: Panel EGLS (Two-way random effects)				
Date: 11/12/10 Time: 15:48				
Sample: 1990 1996				
Cross-sections included: 17				
Total panel (balanced) observations: 119				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.743659	0.255468	2.910971	0.0043
BI	0.267602	0.102154	2.619606	0.0100
CI	0.159955	0.118054	1.354924	0.1782
BI*CI	-0.652226	0.312847	-2.084804	0.0394
PS	-0.772845	0.140769	-5.490186	0.0000
LOG(PT)	0.139710	0.047827	2.921170	0.0042
RS*VP	0.727472	0.389245	1.868928	0.0642
	Effects Specification			
Cross-section random S.D. / Rho			0.110303	0.8700
Period random S.D. / Rho			0.000000	0.0000
Idiosyncratic random S.D. / Rho			0.042643	0.1300
	Weighted Statistics			
R-squared	0.543201	Mean dependent var	0.183998	
Adjusted R-squared	0.518730	S.D. dependent var	0.065783	
S.E. of regression	0.045636	Sum squared resid	0.233254	
F-statistic	22.19744	Durbin-Watson stat	1.269090	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Eviews (2010)