

# PODER DE MERCADO, ESCALA E A PRODUTIVIDADE DA INDÚSTRIA BRASILEIRA ENTRE 1996 E 2007

Ms. Rômulo Viana Clezar<sup>1</sup>  
Dr. Divanildo Triches<sup>2</sup>  
Dr. Roberto Camps de Moraes<sup>3</sup>

## RESUMO

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

**Palavras-chave:** produtividade, *markup* e escala.

## ABSTRACT

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

**Key-Words:** productivity, *markup* and scale.

**Classificação JEL:** D24; F12; L60.

## Introdução

O acelerado processo de abertura comercial que ocorreu no Brasil no início da década de 1990 visava contribuir para o controle da inflação. Entretanto, a eliminação do processo inflacionário somente foi verificada após uma série de reformas, que culminou com a adoção do Plano Real, em julho de 1994. Uma das bases do plano era a chamada âncora cambial, que estabelecia um controle para a flutuação do Real com relação ao Dólar. Essa nova configuração tinha o propósito de controlar os preços domésticos, por meio do aumento da oferta agregada via aumento das importações. Tal mecanismo vigorou até janeiro de 1999, após uma fuga intensa de capitais estrangeiros.

O grande receio com o fim da âncora cambial era o aumento generalizado de preços e a volta da inflação persistente, que havia sido eliminada em 1994. A pressão inflacionária ocorreu de fato apenas ao longo de 1999. A partir daquele ano, as políticas monetária e fiscal mais restritivas foram combinadas com a desvalorização da moeda brasileira, permitida pela taxa de câmbio flutuante. O período após 2002 foi marcado por uma relativa estabilidade

---

<sup>1</sup> Mestre em Economia PPGE/UNISINOS. *E-mail:* romuloclezar@gmail.com.

<sup>2</sup> Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Pesquisador do CNPQ. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos, PPGE/UNISINOS. *E-mail:* divanildot@unisinobr.

<sup>3</sup> PhD em Economia pela Vanderbilt University/EUA. *Email:* bobcamps@portoweb.com.br.

macroeconômica no cenário internacional, com reversão do processo de desvalorização do Real e uma redução da taxa de crescimento dos preços.

O desenvolvimento da indústria brasileira, em boa parte, esteve condicionado às políticas comerciais de proteção. É plausível, portanto, a existência de concorrência imperfeita, isto é, a presença de firmas domésticas que cobram um *markup* e produção com uma escala ineficiente, graças às elevadas tarifas e às demais formas de restrições a importação. A produtividade é geralmente relacionada com uma medida de eficiência econômica de uma firma, indústria ou país. A principal contribuição que o artigo pretende gerar é ampliar o estudo da produtividade na indústria de transformação brasileira. A separação dos efeitos do poder de mercado e da escala de produção da tradicional medida de produtividade, conhecida como Resíduo de Solow, permite a avaliar mais precisa de quais os setores são mais eficientes e sensíveis às mudanças de políticas comerciais ou macroeconômicas.

O conhecimento de indicadores de poder de mercado e escala de produção podem ser de grande utilidade para a formulação de políticas comerciais ou industriais. Ao se estabelecer a relação entre o *markup* e a dinâmica de variação dos preços, por exemplo, pode-se reduzir a proteção comercial nesse setor, com o propósito de aumentar a disciplina dos preços domésticos. A canalização de esforços para o aumento da produção naqueles setores que possuem ganhos de escala, por sua vez, permitiria o aumento do bem estar nacional, se houvesse redução dos preços. De outro modo, a adoção de medidas para a elevação da produção em setores exportadores líquidos com economias de escala seria útil se o objetivo da política comercial é a acumulação de divisas internacionais<sup>4</sup>.

Dessa forma, o objetivo do artigo é investigar e estimar a produtividade da indústria de transformação brasileira e seu comportamento diante de choques estruturais ou conjunturais no período entre 1994 e 2007. Para tanto, na seção 1 é realizada uma breve revisão das evidências empíricas encontradas na literatura sobre a relação entre poder de mercado, economias de escala e produtividade. Na seção 2 são apresentados os dados empíricos utilizados, os aspectos metodológicos e a especificação do modelo econométrico. A descrição dos resultados da produtividade, estimada com poder de mercado e economia de escala, é feita na seção 3. Por fim, a seção 5 apresenta das considerações finais e as conclusões.

Os resultados para o conjunto da indústria brasileira indicam elevado poder de mercado até 1999 e aumento significativo após a mudança de regime cambial. Entre os setores, as estimativas de *markup* foram significativas em dezesseis do total de vinte e três setores investigados, com coeficientes especialmente elevados em alimentos, de materiais eletrônicos e de veículos. As estimativas indicam retornos decrescentes de escala entre 1996 e 1998, retornos crescentes de 1999 até 2002 e, novamente, retornos decrescentes entre 2003 e 2007 para o conjunto da indústria. Para têxteis, celulose e papel foram verificados retornos decrescentes e apenas para materiais elétricos a estimativa significativa indica economias crescentes de escala. Contudo, não foi possível estimar especificamente em quais setores ocorreram essas quebras de estrutura verificadas para o conjunto da indústria.

A produtividade mostrou elevado crescimento em 1999 e taxas negativas após 2003. Os elevados *markups* estimados para diversos setores ajustaram a taxa de crescimento da produtividade de 1,9% para 5,1% ao ano, por causa, sobretudo, da grande queda da remuneração do trabalho entre 1999 e 2002. Entre 2003 e 2007, ocorre um fenômeno inverso: o ajuste na medida de produtividade foi de 3,1% para 0,3% ao ano em função do aumento relativamente maior na remuneração da mão-de-obra. A análise setorial mostra que os setores com elevado poder de mercado e grandes mudanças na remuneração do trabalho tiveram um maior ajuste no Resíduo de Solow, enquanto os retornos decrescentes de escala corrigiram para cima a produtividade daqueles setores com maior crescimento do capital utilizado.

---

<sup>4</sup> Uma discussão mais detalhada sobre esse tema pode ser encontrada em Hall (1988), Grossman e Helpman (1990), Levinsohn (1993), Carvalho (2001), entre outros.

## 1 Revisão e análise dos estudos empíricos

Com concorrência perfeita as economias de escala devem ser necessariamente tratadas como externas às firmas. Nesse caso, as economias de escala podem ser notadas apenas no nível da indústria, ou seja, o custo médio da firma será menor quanto maior o produto da indústria como um todo. Para que as economias externas sejam verificadas é necessário que a produção seja concentrada geograficamente, como abordam Bowen *et al* (1998, p. 94). A teoria dos mercados contestáveis pondera que, mesmo com o reduzido número de empresas provocado pelas economias externas, a livre entrada proporciona nível doméstico de preços igual aos estrangeiros.

De outra forma, as economias internas são caracterizadas pelo custo médio decrescente quando há aumento da produção da própria firma. Os avanços teóricos recentes permitiram que economias de escala e concorrência imperfeita sejam tratadas no mesmo modelo<sup>5</sup>. Assim, as firmas poderiam cobrar um *markup* para aqueles produtos com custos marginais relativamente baixos. A imposição de tarifas e quotas de importações causaria distorções no mercado doméstico, a ponto de permitir a oferta nacional de produtos para os quais o país não possui vantagem comparativa, que resultam em poder de mercado elevado e escalas ineficientes.

A abordagem original de Solow (1957) mostra que aquela parcela do produto não explicada pelo crescimento dos insumos capital ou trabalho, também conhecido como Resíduo de Solow, seria uma medida dos choques de tecnologia. Contudo, Hall (1988, p. 935-940) aponta que, se as firmas podem aumentar a produção em uma taxa maior que o crescimento da utilização de insumos, a medida de produtividade é relacionada com o ciclo econômico. Dessa forma, a concorrência perfeita não é suficiente para explicar as mudanças de produtividade nos setores da indústria norte-americana, tanto que foram estimados *markups* significativos e elevados. As principais estimativas, que estão na Tabela 1, mostram elevado poder de mercado de 3,7 para papel e 2,6 para têxteis. O artigo de Domowitz *et al* (1988) encontra *markup* significativo de 3,5 para transportes, 2,6 para química, e 3,0 para alimentos, ao contrário de Hall (1988), que não pode rejeitar a hipótese de concorrência perfeita nestes setores. No entanto, esses trabalhos não encontraram evidências de economias de escala na indústria dos Estados Unidos.

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

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

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

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

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

<sup>5</sup> Vejam-se em Either (1979), Helpman e Krugman (1985) e Helpman e Krugman (1989), Grossman e Helpman (1991), Hall e Jones (1999), Feenstra (2004).

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

Young (1995) estuda o crescimento acelerado de quatro países<sup>6</sup> do leste asiático entre 1960 e 1991. O autor encontra um padrão semelhante: o crescimento econômico esteve baseado em altas taxas de investimento em estoque de capital, aumento da força de trabalho (através do êxodo rural e emprego da mão-de-obra feminina) e aumento da escolaridade dos trabalhadores. Para Singapura o autor estimou uma taxa de produtividade de -1% ao ano entre 1970 e 1990; ou seja, pouco do “milagre econômico” pode ser explicado por ganhos de produtividade com a hipótese de concorrência perfeita. Kee (2002), diferentemente, encontrou o poder de mercado de 1,5 para transportes e têxteis e 3,75 para química, por exemplo. São estimados, ainda, retornos decrescentes de 0,63 para transportes e 0,64 para têxteis. Os resultados não permitem rejeitar a hipótese de concorrência perfeita nos setores de papel e alimentos. Com isso, o autor calcula uma medida de produtividade ajustada positiva, o que, contudo, não fornece subsídios para afirmar que houve um milagre econômico em Singapura.

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

Harrison (1994) encontra evidências de aumento da produtividade de cerca de 2,2% ao ano após a abertura comercial na Costa do Marfim em 1984, porém não foi constatada queda significativa do *markup* de 1,08 para todos os setores. Entre os setores, a abertura representou incremento de produtividade para papel e química, de 9,2 e 4,7 p.p., respectivamente. Os resultados indicam que em quatro dos nove setores estudados os *markups* eram maiores que um, entre os quais 1,16 para transportes e 1,07 para química, como pode ser visto na Tabela 2. Não obstante, a autora conclui que as firmas em setores mais protegidos possuem maiores *markups* do preço sobre o custo marginal, como, por exemplo, produtoras de alimentos primários, não reportados na Tabela 2. Entretanto, somente os setores de têxteis e alimentos apresentaram queda significativa neste coeficiente, os quais não tinham poder de mercado significativo antes da abertura. Os coeficientes de economias de escala (também não mostrados na Tabela 2) indicam que durante todo o período as firmas produziam com retornos decrescentes de escala, mas a quebra de estrutura nesse coeficiente não é testada.

Para o Brasil, Hidalgo (2002) encontra aumento da produtividade após a abertura de 1990 de 2,8 pontos percentuais para o conjunto da indústria. O autor encontra ainda coeficiente de poder de mercado de 1,8 em todo período, mas também não pode rejeitar a hipótese de retornos constantes. As estimativas de Ferreira e Guillén (2004) indicam que o crescimento da produtividade era significativo em treze dos dezesseis setores estudados, sendo que há um impacto positivo de 5,7 pontos percentuais em todos os setores a partir de 1990. Em sete setores o *markup* era significativamente maior que um, destacam-se os elevados indicadores de poder de mercado de 4,55 para química, 3,4 para têxteis e 2,6 para alimentos. No entanto não foram encontradas evidências de redução do poder de mercado em nenhum dos setores.

Ferreira e Guillén (2004) justificam o elevado *markup* da indústria química não pelo alto poder de monopólio ou baixa elasticidade da demanda, mas sim como um indício de

---

<sup>6</sup> Estas economias são: Coreia do Sul, Taiwan, Singapura e Hong Kong. Nota-se que este último não é um país independente. As estimativas desse autor não estão na Tabela 1 pois são mostradas apenas as estimativas para o agregado da economia no trabalho.

baixa qualidade dos dados. Levinsohn (1993) encontra um valor de 5,4 para este coeficiente para cerâmica, o que ocorre, segundo o autor, devido ao baixo custo marginal do setor. Esta justificativa talvez possa ser estendida para a indústria química brasileira, uma vez que os elevados custos fixos para aquisição de ativos específicos representam elevadas barreiras à entrada.

**Tabela 2 – Resumo da literatura sobre produtividade e abertura comercial**

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

(a) Cerâmica e (b) Maquinário Elétrico.

Nota: Entre parênteses está o desvio-padrão estimado. Informações adicionais sobre estes trabalhos podem ser encontradas no **Quadro A. 1**, no Anexo Estatístico.

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

## 2 Aspectos metodológicos e estimação

Para estimar a produtividade são utilizados dados do valor da transformação industrial, nível de emprego, participação da mão-de-obra no produto e estoque de capital utilizado. Os valores nominais de todas as séries foram ajustados para valores de 2007 através do indicador IPA-OG dos setores e transformadas em número-índice com base igual a 100 no ano de 1998.

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

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

Quanto ao insumo trabalho, a série mais recomendada seria um indicador de horas trabalhadas. Para suprir a ausência desta medida é comum utilizar a evolução do nível de pessoal ocupado. Alternativamente, a série total de salários, retiradas e outras remunerações (TS), também da PIA/IBGE, representa uma aproximação maior com o número de horas trabalhadas. Se o produto aumenta 1%, a quantidade de horas trabalhadas deveria aumentar na mesma proporção em caso de concorrência perfeita, *ceteris paribus*. Nessa situação, as firmas até poderiam manter a quantidade de trabalhadores constante, mas teriam que aumentar a remuneração por meio do pagamento de horas extras. A participação do trabalho no produto é igual a razão entre o Total de salários e outras remunerações,  $TS_j$ , e o Valor da transformação industrial,  $VTI_j$ , para cada setor  $j$ .

A medida ideal do insumo capital para o cálculo da produtividade é o fluxo de serviços provenientes do capital físico utilizado no período. Como, em geral, a medida de “horas/máquina” não está disponível é comum assumir que as mudanças neste fluxo são correlacionadas com as variações no estoque de capital utilizado. Estimar o estoque também não é tarefa fácil e isso se reflete na escassez dessa medida; e a dificuldade para estimar dados desagregados da indústria de transformação é ainda maior, como mostram Barro e Sala-i-Martin (2004) e Jones (2000)<sup>7</sup>. Uma maneira é estimar o estoque de capital através do método do estoque perpétuo (MEP), conforme a equação (1):

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

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

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

Na aplicação do MEP imediatamente surge o problema de determinar os valores de duas variáveis desconhecidas: (i) a taxa de depreciação e (ii) o estoque de capital no primeiro período. A depreciação, assim como Ferreira e Guillén (2004), se pressupõe constante e igual 9%. A obtenção do capital inicial também é fundamental para as estimativas dos períodos subsequentes, já que um erro nessa medida representa, inevitavelmente, imprecisão em toda a série. Sabe-se que o estoque de capital em determinado período é igual a soma dos investimentos líquidos (investimento bruto menos depreciação) ocorridos anteriormente. Young (1995) mostra que uma boa aproximação do valor dessa variável é obtida a partir da equação (2):

<sup>7</sup> Bonelli e Fonseca (1998) e Hidalgo (2002), por exemplo, utilizam o consumo industrial de energia elétrica (proveniente da Eletrobrás) como proxy para estoque de capital utilizado; como a primeira é, na verdade, um insumo de produção, deve-se adotar a hipótese adicional de que as duas variáveis apresentam um comportamento semelhante no longo prazo.

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

$$K_{j0} = \frac{I_{j0}}{(g_j + \delta)} \quad (2)$$

onde  $I_{j0}$  é o investimento do primeiro período disponível para o setor  $j$ ;  $\delta$  é a taxa de depreciação, constante e igual a 9%; e  $g_j$  é a taxa de crescimento do investimento nos primeiros cinco períodos<sup>8</sup>. A equação (2) mostra também que uma maior taxa de depreciação reduz, proporcionalmente, a importância do estoque no primeiro período e, portanto, a transmissão de erros na medida para o restante da série.

Um problema potencial que pode ocorrer na aplicação da equação (2) é encontrar uma taxa de crescimento do investimento,  $g_j$ , negativa no período selecionado. Nesse caso, se a depreciação não for suficientemente elevada para manter o denominador positivo, o resultado é um estoque de capital inicial negativo. Este problema foi verificado em dois dos vinte e três setores estudados. O procedimento adotado, com o propósito de causar o mínimo de distorções possíveis na utilização do método, foi elevar a taxa de depreciação para o cálculo do estoque de capital, apenas no primeiro período, a um nível suficiente para manter o denominador positivo.

Para estimar a produtividade, a *markup* e as economias de escala será utiliza-se um modelo econométrico com dados em painel. A amostra é composta de informações sobre vinte e três setores da indústria entre o período de 1996 e 2007, que resultam em 253 observações<sup>9</sup>. A equação (3) permite o cálculo da produtividade total dos fatores fornece estimativas de *markup* e economias de escala<sup>10</sup>:

$$dy_{ijt} = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} + \mu_{ijt} \alpha_L dl_{ijt} + \beta_{ijt} dk_{ijt} \quad (3)$$

A equação acima serve como base para o modelo econométrico que será utilizado para testar as hipóteses de poder de mercado e economias de escala<sup>11</sup>. Entretanto, duas modificações são necessárias: (i) a adição do termo de erro,  $\varepsilon_{jt}$ ; e (ii) a desconsideração do termo específico de firma,  $df_{it}/f_{it}$ , pois como são utilizados dados agregados de setores industriais o efeito específico da firma é nulo. Assim, os estimadores diferem apenas entre os setores da indústria de transformação. A equação (4) sintetiza essas alterações:

$$dy_{jt} = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \mu_{jt} \alpha_L dl_{jt} + \beta_{jt} dk_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

sendo que  $\varepsilon_{jt} \sim N(0, \sigma^2)$ . Ou seja, espera-se que o erro siga uma distribuição normal, com média zero e variância constante. Em um primeiro momento, com o propósito de estimar a mudança de produtividade para cada setor, o modelo é especificado conforme a equação (5)<sup>12</sup>:

<sup>8</sup> O procedimento para  $g_j$  é semelhante a Young (1995, p. 651-2). Este autor parte do pressuposto que a taxa de crescimento nos primeiros cinco anos é representativa do crescimento do investimento nos anos imediatamente anteriores ao início da série.

<sup>9</sup> Os diversos testes realizados e as estimativas apresentadas são obtidas com o auxílio dos programas econométricos Stata 10.0 e Eviews 5.0.

<sup>10</sup> Este modelo foi desenvolvido por Hall (1988). Harrison (1994) e Ferreira e Guillén (2004) também apresentam este modelo.

<sup>11</sup> A literatura que trata da estimação e dos testes econométricos pode ser vista em Baltagi (2005), Baum (2004), Drukker (2003), Johnston e Dinardo (2001), Wooldridge (2002) e Wooldridge (2006).

<sup>12</sup> Os dados utilizados foram analisados na Seção 2. Detalhes adicionais são mostrados no Quadro A. 2. O Quadro A. 3 mostra informações resumidas dos coeficientes estimados.

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

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

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

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

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

Uma limitação importante das estimativas desse artigo é a não utilização de variáveis instrumentais para lidar com o problema recorrentemente verificado na literatura sobre a medida de produtividade e concorrência imperfeita que é a correlação entre o resíduo e as mudanças na utilização dos fatores de produção. De qualquer forma, os testes realizados em Harrison (1994) e Ferreira e Guillén (2004) indicam que as estimativas de variáveis instrumentais não diferem significativamente daquelas obtidas pelo método apresentado.

### 3 Produtividade estimada com poder de mercado

A equação (5) é estimada com o propósito de mensurar o nível de produtividade ajustada pelo poder de mercado e economias de escala da indústria de transformação brasileira. Na equação (6) testa-se ainda o impacto causado tanto pela mudança de regime cambial em 1999 quanto após 2002. A equação (6) difere da equação (5) apenas por suprimir o subscrito  $j$ , uma vez que os coeficientes são estimados para o conjunto da indústria. Através da equação (7), alternativamente, estima-se apenas o poder de mercado e a escala da economia para o período de 1996 até 2007. De outra maneira, na equação (8) consideram-se retornos constantes de escala ao longo dos anos, mas são testadas possíveis quebras estruturais no *markup* após 1999 e 2002.

$$dy_{jt} = C_0 + C_3\alpha_L dl_{jt} + C_4\alpha_L dl_{jt} D99 + C_5\alpha_L dl_{jt} D02 + C_6 dk_{jt} + C_7 dk_{jt} D99 + C_8 dk_{jt} D02 + C_9 D1998 + \dots + C_{18} D2007 + \alpha + v_t \quad (6)$$

$$dy_{jt} = C_0 + C_3\alpha_L dl_{jt} + C_6 dk_{jt} + C_9 D1998 + \dots + C_{18} D2007 + \alpha + v_t \quad (7)$$

$$dy_{jt} - dk_{jt} = C_0 + C_3\alpha_L dl_{jt} + C_4\alpha_L dl_{jt} D99 + C_5\alpha_L dl_{jt} D02 + C_9 D1998 + \dots + C_{18} D2007 + \alpha + v_t \quad (8)$$

O passo seguinte é definir se os efeitos são fixos ou aleatórios. Em primeiro lugar, nota-se que as conclusões que surgem da Tabela 3 são semelhantes para os três modelos. O resultado da estatística-*F* para a significância em conjunto das *dummies* por setor indica que a hipótese nula não pode ser rejeitada, isto é, o nível de produtividade não difere significativamente entre os setores da amostra. Pode-se, portanto, impor um intercepto comum neste caso. Por outro lado, o teste para as diferenças no período aponta, conforme esperado *a priori*, que as *dummies* associadas ao tempo são em conjunto diferentes de zero. Destarte, pode-se afirmar que existem diferenças na produtividade ano a ano, porém essas podem ser consideradas iguais para todos os setores.

**Tabela 3 – Testes de especificação para as equações (6), (7) e (8)**

	Equação 6	Equação 7	Equação 8
Dummy Setor	F(22, 224) = 0,54 [0,9574]	F(22, 228) = 0,45 [0,9849]	F(22, 227) = 0,58 [0,9356]
Dummy Ano	F(10, 236) = 2,65 [0,0044]	F(10, 240) = 3,23 [0,0006]	F(10, 239) = 3,08 [0,0011]
Teste de Hausman	$\chi^2(6) = 3,09 [0,7975]$	$\chi^2(2) = 1,29 [0,5245]$	$X^2(3) = 0,74 [0,8629]$

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

A Tabela 3 mostra ainda o resultado para o Teste de Hausman. Para as três equações não se pode rejeitar, com 5% de significância, a hipótese nula de viés não sistemático nas estimativas de efeitos fixos. Por conseguinte, as estimativas obtidas através do método de mínimos quadrados devem ser preferidas<sup>13</sup>. Assim, as equações (6), (7) e (8) podem ser novamente especificadas, respectivamente, como seguem:

$$dy_{jt} = C_0 + C_3\alpha_L dl_{jt} + C_4\alpha_L dl_{jt} D99 + C_5\alpha_L dl_{jt} D02 + C_6 dk_{jt} + C_7 dk_{jt} D99 + C_8 dk_{jt} D02 + C_9 D1998 + \dots + C_{18} D2007 + v_t \quad (9)$$

$$dy_{jt} = C_0 + C_3\alpha_L dl_{jt} + C_6 dk_{jt} + C_9 D1998 + \dots + C_{18} D2007 + v_t \quad (10)$$

$$dy_{jt} - dk_{jt} = C_0 + C_3\alpha_L dl_{jt} + C_4\alpha_L dl_{jt} D99 + C_5\alpha_L dl_{jt} D02 + C_9 D1998 + \dots + C_{18} D2007 + v_t \quad (11)$$

A Tabela 4 mostra os resultados do teste de presença de heterocedasticidade nos resíduos em cada uma das distintas especificações utilizadas. Assim, rejeita-se a hipótese de igualdade da variância dos resíduos em todos os modelos, ao nível 5% de significância, de acordo com os métodos Levene e Brown-Forsythe. Apenas para equação (11) o Teste de White não rejeita a hipótese nula de homocedasticidade dos resíduos. Logo, utiliza-se a matriz de White diagonal para corrigir este problema nos modelos (9) e (10). Para equação (11) se inclui uma matriz de White para os setores a fim de reduzir a heterocedasticidade.

<sup>13</sup> De qualquer forma, a Tabela A. 1 contém as estimativas obtidas através do método de efeitos fixos.

**Tabela 4 – Teste de igualdade de variância das equações (9), (10) e (11)**

Método	Equação 9	Equação 10	Equação 11
Teste de White	$\chi^2(1) = 86,09 [0,0000]$	$\chi^2(1) = 87,54 [0,0000]$	$X^2(1) = 34,72 [0,0727]$
Bartlett	$F(22) = 93,238 [0,0000]$	$F(22) = 90,588 [0,0000]$	$F(22) = 90,474 [0,0000]$
Levene	$F(22, 230) = 4,189 [0,0000]$	$F(22, 230) 4,450 [0,0000]$	$F(22, 230) 4,480 [0,0000]$
Brown-Forsythe	$F(22, 230) = 3,469 [0,0000]$	$F(22, 230) 3,611 [0,0000]$	$F(22, 230) 3,852 [0,0000]$

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

A Tabela 5 mostra que o Teste de Wooldridge não rejeita a hipótese de ausência de autocorrelação nos resíduos, com 95% de confiança. Essa característica é observada, recorrentemente, no decorrer desta seção. A Tabela 5 mostra a estimativa da regressão entre o resíduo, como variável dependente, sobre o resíduo defasado um período, como variável independente. Os resultados indicam que os erros atuais são independentes dos valores defasados em todas as especificações. Assim, como não há correlação serial significativa nos erros, os testes de heterocedastidade da Tabela 4 são válidos.

**Tabela 5 – Teste de Autocorrelação dos Resíduos para as equações (9), (10) e (11)**

Coefficiente	Equação 9	Equação 10	Equação 11
Teste de Wooldridge	$F(1, 22) = 0,865 [0,3624]$	$F(1, 22) = 1,763 [0,1979]$	$F(1, 22) = 1,230 [0,2794]$
Et=et-1	$-0,107 (0,067) [0,1071]$	$-0,128 (0,0657) [0,052]$	$-0,054 (0,063) [0,3937]$

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

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

Tabela 6 apresenta-se os resultados para as equações (9), (10) e (11). Observa-se que todos os modelos mostram ajuste relativamente bom, pois em nenhum deles a estatística *F* rejeita a hipótese de que pelo menos uma das variáveis explicativas esteja correta. Os critérios de aderência R<sup>2</sup>, e Critérios de Akaike e Schwartz têm valores próximos para cada equação<sup>14</sup>. As constantes, *C*<sub>0</sub>, obtidas através dos diferentes modelos, apresentadas na As estimativas de poder de mercado são elevadas quando comparadas com aquelas encontradas na literatura. Harrison (1994) estimou um *markup* de 1,08 para o conjunto da indústria da Costa do Marfim entre 1979 e 1987, enquanto Hidalgo (2002) encontrou um valor de 1,79 no Brasil entre 1976 e 1998. Em nenhum dos trabalhos estudados foi verificada quebra de estrutura nesse indicador após o aumento da concorrência estrangeira.

Tabela 6, são significativamente maior que zero para as equações (9) e (11). As *dummies* anuais, por sua vez, indicam que houve um expressivo crescimento da produtividade no ano de 1999, quando teve fim o regime de câmbio controlado. Nos anos de 2003, 2005 e 2006, os coeficientes estimados indicam que a taxa de crescimento da produtividade era significativamente menor que zero nestes anos para o conjunto da indústria brasileira.

A hipótese de que as empresas tendem a se comportar de maneira mais competitiva diante da concorrência externa se refletiria em aumento do *markup* do preço sobre o custo marginal após o processo de flexibilização cambial em 1999. O coeficiente *C*<sub>3</sub>, que mede o *markup* da indústria de transformação brasileira, tem valor estimado elevado e significativamente maior que um, com significância de 5%, para todos os modelos estimados. Ou seja, os dados empíricos permitem rejeitar a hipótese de ausência de poder de mercado entre 1996 e 1998. Quanto ao teste de mudança deste coeficiente após a mudança de regime

<sup>14</sup> As especificações para as equações (9), (10) e (11) foram aquelas que apresentaram os melhores resultados. A Tabela A. 2, na seção Anexo Estatístico, apresenta as estimativas obtidas com a variável quantidade de trabalhadores como *proxy* do número de horas trabalhadas.

cambial,  $C_4$ , o modelo da equação (9) indica um aumento robusto do poder de mercado na indústria, tanto que o *markup* após 1999 é igual a 3,6 (2,11 + 1,49). Após 2002, no entanto, há uma queda não significativa nesse coeficiente, de acordo com a equação (9). Porém, os resultados para o modelo da equação (11) não permitem rejeitar a hipótese de que o poder de mercado permaneceu igual ao longo de todo o período.

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

**Tabela 6 – Resultados da estimação das equações (9), (10) e (11)**

Coeficiente		Equação (9)	Equação (10)	Equação (11)
Produtividade	C0	0,029 (0,008) [0,000]	0,008 (0,006) [0,182]	0,003 (0,001) [0,000]
<i>Markup</i>	C3	2,110 (0,132) [0,000]	3,262 (0,279) [0,000]	3,205 (0,286) [0,000]
Impacto 1999	C4	1,490 (0,392) [0,000]	-	0,297 (0,447) [0,508]
Impacto 2002	C5	-0,510 (0,527) [0,335]	-	-0,103 (0,535) [0,848]
Retornos de Escala	C6	0,555 (0,125) [0,001]	0,916 (0,099) [0,398]	1,000
Impacto 1999	C7	0,563 (0,189) [0,003]	-	-
Impacto 2002	C8	-0,397 (0,182) [0,030]	-	-
<i>Dummy</i> Ano	1998	-0,015 (0,005) [0,003]	0,001 (0,004) [0,815]	0,004 (0,001) [0,000]
	1999	0,135 (0,022) [0,000]	0,140 (0,019) [0,000]	0,157 (0,020) [0,000]
	2000	0,021 (0,010) [0,051]	0,052 (0,001) [0,000]	0,053 (0,001) [0,000]
	2001	0,012 (0,008) [0,163]	0,038 (0,004) [0,000]	0,041 (0,001) [0,000]
	2002	-0,003 (0,016) [0,860]	0,000 (0,016) [0,981]	0,016 (0,009) [0,083]
	2003	-0,048 (0,014) [0,001]	-0,035 (0,007) [0,000]	-0,034 (0,012) [0,005]
	2004	-0,011 (0,012) [0,353]	0,006 (0,007) [0,433]	0,011 (0,009) [0,221]
	2005	-0,060 (0,011) [0,000]	-0,043 (0,006) [0,000]	-0,041 (0,009) [0,000]
	2006	-0,038 (0,011) [0,001]	-0,020 (0,006) [0,001]	-0,018 (0,008) [0,034]
	2007	-0,020 (0,011) [0,066]	-0,008 (0,004) [0,047]	-0,008 (0,007) [0,243]
$R^2$		0,620	0,605	0,629
Durbin-Watson		2,362	2,325	2,323
Critério de Akaike		-1,839	-1,833	-1,822
Critério de Schwarz		-1,601	-1,651	-1,626
Estatística F [Prob.]		24,036 [0,000]	30,646 [0,000]	31,212 [0,000]

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

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

Outro argumento do modelo descrito na primeira seção, baseado na Nova Teoria do Comércio Internacional, é que uma economia fechada viabiliza a produção em escalas ineficientes, ou seja, ao privar os produtores domésticos da concorrência estrangeira a proteção não os estimula a obter ganhos de escala. O indicador de 0,55 para economias de escala, estimado pelo coeficiente  $C_6$ , é estatisticamente significativo em (9) e mostra que até a adoção do câmbio flutuante havia retornos decrescentes de escala na indústria. Não obstante, o indicador de mudança de escala após 1999,  $C_7$  em (9), mostra retornos crescentes de escala com uma estimativa de 1,12 após a mudança de regime cambial, o que contraria a discussão realizada anteriormente sobre o comportamento da escala de produção após uma redução do nível de concorrência verificada depois da desvalorização do Real. Pode-se afirmar, ainda, que no período posterior a 2002 houve uma redução da escala de produção, quando a estimativa de 0,72 aponta novamente retornos decrescentes.

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

de que uma redução da concorrência estrangeira esteja relacionada simultaneamente com um aumento do *markup* doméstico e redução da escala, como mostram Helpman e Krugman (1989).

Na subseção (3.1) é analisado o comportamento das estimativas de poder de mercado e economias de escala para cada setor da indústria de transformação através de um modelo semelhante à equação (10). A especificação (10) não considera as mudanças de *markup* ou escala em 1999 e após 2002, que conforme o modelo (9) são significativas para o conjunto da indústria. Os coeficientes estimados através da especificação (9) são muito instáveis, provavelmente por causa da pequena quantidade de dados, especialmente no período anterior a 1999. Na subseção (3.2) é estudado o comportamento do Resíduo ajustado pelas estimativas de *markup* e escala de produção.

### 3.1 Estimativas de poder de mercado e economias de escala setoriais

A partir da equação (5), com a manutenção das quebras estruturais nos anos de 1999 e em 2002 na constante e estimação dos parâmetros de *markup* e escala para todo o período de cada setor da indústria, tem-se a equação (12):

$$dy_{jt} = C_0 + C_{1t}D99 + C_{2t}D02 + C_{3j}\alpha_L dl_{jt} + C_{6j}dk_{jt} + v_{jt} \quad (12)$$

Os resultados dos testes apresentados na Tabela 7 indicam que o coeficiente angular não difere entre os setores. Por isso, foi estimado o modelo com a constante igual para todos os setores. Assim como na seção anterior, as mudanças da constante ao longo do tempo são significativas, com um crescimento de 5,5 pontos percentuais após 1999 e uma queda de 6,2 pontos percentuais depois de 2002. Novamente, são apresentadas estimativas robustas para o desvio-padrão, de acordo com o método de White, por causa da heterocedasticidade presente nas estimativas setoriais. Também não foi verificado o problema da autocorrelação, segundo o teste de Wooldridge.

**Tabela 7 – Testes para equação (12) com *markup* e escala para cada setor**

Método		Equação (12)
Coeficiente Angular	( $C_0$ )	-0,003 (0,009) [0,737]
Dummy Ano	( $C_1$ ) 1999	0,055 (0,022) [0,014]
	( $C_2$ ) 2002	-0,062 (0,020) [0,003]
Igualdade das <i>dummies</i>	Setor	F(22, 174) = 1,06 [0,3945]
	Ano	F(10, 174) = 2,55 [0,0068]
	<i>Markup</i>	F(22, 174) = 2,48 [0,0006]
	Escala	F(22, 174) = 1,95 [0,0093]
Testes de Especificação Heterocedasticidade	Teste de Hausman	$\chi^2(22) = 13,99 [0,9018]$
	Breusch-Pagan/Cook-Weisberg	$\chi^2(1) = 1,58 [0,2088]$
	Bartlett	F(22) = 111,903 [0,0000]
	Levene	F(22, 230) = 5,035 [0,0000]
Autocorrelação	Brown-Forsythe	F(22, 230) = 3,860 [0,0000]
	Teste de Wooldridge	F(1, 22) = 0,936 [0,3439]
	Et=et-1	-0,1145 (0,0654) [0,080]
Medidas de Ajuste	Durbin-Watson	2,583
	R <sup>2</sup>	0,622
	Critério de Akaike	-1,593
	Critério de Schwarz	-0,909
	Estatística F [Prob.]	7,005 [0,000]

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

De acordo com os resultados da Tabela 8, o coeficiente  $C_3$  era significativo para quinze dos vinte e três setores estudados, ao nível de 5% de significância. Uma análise menos rígida, com 10% de significância, permite incluir o setor de reciclagem com poder de mercado maior que um. De qualquer forma, a elevada taxa de poder de mercado é uma característica comum entre os setores da indústria brasileira entre 1996 e 2007. As maiores estimativas são do setor de material eletrônico com *markup* de 4,59, fabricação de automóveis com 4,32 e

alimentos e bebidas com 4,26. Nos outros treze setores, o coeficiente significativo era maior do que 2,1. Para os setores de fumo, têxteis, madeira, refino de petróleo e combustíveis, minerais não metálicos, metalurgia básica e outros equipamentos de transporte não se pode rejeitar, com 90% de confiança, a hipótese de ausência de poder de mercado.

As estimativas de poder de mercado são elevadas como em Hall (1988) e Domowitz (1988). Esses autores encontram *markup* maior que 2,7 para o setor de papel, enquanto as estimativas para economia brasileira o coeficiente foi de 2,615 para o setor de celulose e papel, conforme a Tabela 8. Para o setor têxtil, Hall (1988) estima um coeficiente de 2,58 e Domowitz (1988) de 3,36, o que representa elevado poder de mercado. Para este setor da indústria brasileira, diferentemente, o *markup* não foi significativo. Em Domowitz (1988) o *markup* para o setor de transportes é de 3,46 e para alimentos 3,01 nos Estados Unidos entre 1958 e 1981; No Brasil, entre 1996 e 2007, as estimativas são de 4,32 para veículos automotores e de 4,26 para alimentos e bebidas.

**Tabela 8 – Markup por setores da indústria brasileira entre 1996 e 2007**

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

Nota 1: Entre parênteses está o desvio-padrão robusto. O p-valor, entre colchetes, representa a probabilidade de a estimativa ser um. As estimativas foram obtidas com auxílio do Eviews 5.0.

A Tabela 9 mostra as estimativas para as economias de escala nos vinte e três setores da indústria brasileira entre 1996 e 2007 sem considerar os impactos das quebras estruturais ocorridas em 1999 e após 2002 que, conforme abordado anteriormente, são significativas para escala de produção do conjunto da indústria. Apenas quatro setores tiveram um indicador de economias de escala significativamente diferente de um, sendo que para têxteis com 0,14 e celulose e papel com 0,29 a estimativa de retornos decrescentes de escala entre 1996 e 2007. Note-se que este último setor também possuía *markup* positivo, o que implica rejeição da hipótese de concorrência perfeita. O setor fumo apresenta uma situação particular, pois a estimativa negativa para escala não é explicada em termos econômicos<sup>15</sup>.

<sup>15</sup> Assim como a estimativa negativa, porém não significativa, para o *markup* para este setor.

**Tabela 9 – Escala de produção para indústria brasileira entre 1996 e 2007**

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

Nota: Entre parênteses está o desvio-padrão robusto. O p-valor, entre colchetes, representa a probabilidade de a estimativa ser igual a um. As estimativas foram obtidas com o auxílio do Eviews 5.0.

Apenas para materiais elétricos a estimativa de 1,33 representa retornos crescentes significativos, com 10% de significância. A Tabela 8 mostra que o poder de mercado neste setor também é significativamente maior que um, isto é, a hipótese de concorrência perfeita pode ser rejeitada. Para os setores vestuário, edição e impressão, produtos de metal, material eletrônico, fabricação de veículos e reciclagem a estimativa de retornos crescentes de escala não é significativa, de acordo com os dados disponíveis. Entretanto, verifica-se *markup* significativo em todos os setores com economias crescentes de escala, mesmo naqueles setores com escala não significativa.

Os resultados apresentados na Tabela 9 são semelhantes àqueles encontrados na literatura. Harrison (1994, p. 66), por exemplo, encontra apenas coeficientes de economias de escala inferiores a um para indústria da Costa do Marfim entre 1979 até 1987. As estimativas de economias de escala de Ferreira e Guillén (2004, p. 526), para indústria do Brasil entre 1985 a 1997, são inferiores a um, e treze dos dezesseis estudados têm coeficiente negativo<sup>16</sup>. Kee (2002) também encontra retornos decrescentes de escala significativos para alguns setores, como para transportes e para têxteis.

### **3.2 Resíduo ajustado pelo *markup* e pela escala da indústria**

A produtividade total de fatores sob a consideração de concorrência imperfeita e retornos não constantes de escala para os vinte e três setores da indústria de transformação estudados. Por isso, descreve-se o comportamento do Resíduo ajustado pelos coeficientes de *markup* e escala, estimados na seção anterior, de acordo com a equação (13):

<sup>16</sup> Nos trabalhos de Harrison (1994) Ferreira e Guillén (2004), os modelos que estimam as economias de escala, além de mostrarem resultados contrários ao teoricamente esperado, geram estimativas menos robustas para o *markup* e, por isso, são preteridos pelos autores e também não exibidos na Tabela 2.

$$dy_{jt} - \mu_j \alpha_L dl_{jt} - \beta_j dk_{jt} = \phi = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} \quad (13)$$

A média da produtividade ajustada observada nos setores da indústria mostra um crescimento de 1,9% ao ano no período entre 1996 e 2007, como ilustra a Tabela 10. Nota-se, contudo, que essa taxa positiva se deve ao elevado crescimento de 5,1% após a flexibilização do câmbio até 2002. Já para os períodos entre 1996 e 1998 e de 2003 e 2007 a medida de produtividade não apresenta uma mudança considerável. Ao se compararem esses resultados com a Tabela A.3, percebe-se que a desconsideração do poder de mercado e economias de escala gera uma superestimação da queda da produtividade entre 1996 e 1998; subestimação do crescimento até 2002. Na parte final da amostra, a medida não ajustada tinha um crescimento de 3,1% ao ano, enquanto a medida ajustada revela que houve um crescimento muito inferior<sup>17</sup>.

**Tabela 10 – Variação do Resíduo ajustado pelo *markup* e escala, 1996-2007 (em %)**

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

Nota: Resultados obtidos a partir da aplicação da equação (13).

<sup>17</sup> O cálculo do Resíduo de Solow ajustado pelo poder de mercado e pela escala de produção considera as estimativas significativas ao nível de 10% de significância. Com 5% de significância, o *markup* é maior que um em quinze setores, mas com 10% a estimativa para reciclagem se torna significativa. A análise padrão, com 5% de significância, implica assumir que os Resíduos de Solow para esse setor é aquele apresentado na Tabela A.3. Com 10% de significância, apenas o setor materiais elétricos apresenta economia de escala maior que um. A medida de produtividade ajustada apenas pelo *markup* neste setor, dado retornos constantes com 5% de significância, mostra uma taxa de crescimento de 7,2% entre 1996 e 1998; 2,7% entre 1999 e 2002; e 0,4% entre 2003 e 2007. No período total, a taxa passa de 0,1% com economias de escala, conforme a Tabela 10, para 2,4% com economias constantes de escalas com 5% de significância.

A superestimação da queda da produtividade entre 1996 e 1998 pode ser percebida nos desempenhos dos setores têxteis e couro e calçados e material eletrônico. No setor de têxteis, a redução de 11,9 % ao ano mudou para crescimento de 4,7% devido à estimativa de retornos decrescentes de escala na ordem de 0,14. Já para o setor couro e calçados, a estimativa significativa de 2,3 de *markup* ajusta o Resíduo de Solow de -10,9% para -4,1%. Para o setor material eletrônico, o elevado *markup* significativo de 4,6 foi suficiente para atenuar a queda de -24% para -9,5% ao ano. Para equipamentos de informática o *markup* de 3,6 permite revisar o elevado ganho de produtividade de 17% para uma queda de 1,83% no período.

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

Entre 2003 e 2007, a medida de produtividade foi ajustada para baixo em quinze dos vinte e três setores. As reduções podem ser vistas mais facilmente nos setores alimentos, cujo ajuste foi de +5,1% para +1,7%; vestuário, de +6,5% para +1,1%; e borracha e plástico, de 6,2% para +1,1%. Ainda houve uma redução maior que cinco pontos percentuais nos setores celulose e papel, edição e impressão e química. A medida de produtividade ajustada pelo *markup* e escala dos setores de têxteis, material eletrônico, couro e calçados ao contrário, aumentou mais de dois pontos percentuais.

#### **4 Considerações Finais**

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

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

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

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

## Referências Bibliográficas

- BALTAGI, Badi H. **Econometric Analysis of Panel Data**. 3<sup>a</sup> Edição. Chichester: John Wiley & Sons, 2005. 302p.
- BARRO, Robert J., SALA-I-MARTIN, Xavier. **Economic Growth**. 2<sup>a</sup> Edição. Cambridge: MIT Press, 2004. 654 p.
- BAUM, Christopher F. **An Introduction to Modern Econometrics Using Stata**. Cambridge: STATA Press, 2004. 341 p.
- BONELLI, Régis, FONSECA, Renato. **Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira**. Texto para Discussão do IPEA, Rio de Janeiro, n. 557, 49 p., 1998.
- BOWEN, Harry P., HOLLANDER, Abraham, VIAENE, Jean-Marie. **Applied International Trade Analysis**. Michigan: Michigan Press, 1998. 654 p.
- CARVALHO, Paulo Gonzaga Mibielli de. As vertentes teóricas da produtividade. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, n. 5, v. 2, p. 67-92, Julho/Dezembro 2001.
- DOMOWITZ, Ian, HUBBARD, R. Glen, PETERSEN, Bruce C. Market structure and cyclical fluctuations in U.S. manufacturing. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 70. p. 55-66, fevereiro 1988.
- DRUKKER, David A. Testing for serial correlation in linear panel-data. **The Stata Journal**, v. 3, n. 2. p. 168–177, 2003.
- EITHER, Wilfred J. Internationally decreasing costs and world trade. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 9, p. 1-24, 1979.
- FEENSTRA, Robert C. **Advanced International Trade: theory and evidence**. New Jersey: Princeton University Press, 2004. 484 p.
- FERREIRA, Pedro Cavalcanti, GUILLÉN, Osmani Teixeira de Carvalho. Estrutura competitiva, produtividade industrial e liberalização comercial no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, n. 58 (4), p. 507-532, outubro-dezembro 2004.
- GRAHAM, Frank D. Some aspects of protection further considered. **Quarterly Journal of Economics**, v. 37, n. 2, p. 199-227, 1923.
- GROSSMAN, Gene M., HELPMAN, Elhanan. Trade, innovation, and growth. **American Economic Review**, Nashville, Papers and Proceedings 80, n. 2, p. 86-91, 1990.
- GROSSMAN, Gene M., HELPMAN, Elhanan. **Innovation and growth in the global economy**. Cambridge: MIT Press, 1991. 359 p.
- HALL, Robert E. The relation between price and marginal cost in U.S. industry. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 96, n. 5, p. 921-947, 1988.
- HALL, Robert E., JONES, Charles I. Why do some countries produce so much more output per worker than others? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 114, n. 1, p. 83-116, Fevereiro 1999.
- HARRISON, Ann Elizabeth. Productivity, imperfect competition, and trade reform: theory and evidence. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 36, p. 53-73, 1994.

- HELPMAN, Elhanan, KRUGMAN, Paul R. **Market Structure and foreign trade: increasing returns, imperfect competition, and the international economy.** Cambridge: MIT Press, 1985. 271 p.
- HELPMAN, Elhanan, KRUGMAN, Paul R. **Trade Policy and Market Structure.** Cambridge: MIT Press, 1989. 205 p.
- HIDALGO, Álvaro Barrantes. O processo de abertura comercial brasileira e o crescimento da produtividade. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 6, n. 1, p. 79-95, 2002.
- JOHNSTON, Jack, DINARDO, John. **Métodos Econométricos.** 4ª. Ed. Lisboa: McGraw-Hill, 2001. 573 p.
- JONES, Charles I. **Introdução à teoria do crescimento econômico.** Rio de Janeiro: Campus, 2000. 178 p.
- JONES, Hymel G. **Modernas teorias do crescimento econômico: uma introdução.** São Paulo: Atlas, 1979. 265 p.
- KEE, Hiau Looi. **Markups, Returns to Scale and Productivity: a case study of Singapore's manufacturing sector.** World Bank Working Paper, n. 2857, 37 p. 2002.
- KLETTE, Tor Jakob. Market Power, Scale Economies and Productivity: Estimates from a Panel of Establishment Data. **The Journal of Industrial Economics**, v. 47, n. 4, p. 451-476, 1999.
- LEVINSOHN, James A. Testing the Imports-as-Market-Discipline Hypothesis. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 35, p. 01-22, 1993.
- METCALFE, J. S. e STEEDMAN, I. On Foreign Trade. **Economia Internazionale**, vol.24, October/November 1973.
- SOLOW, Robert M. Technical change and the aggregate production function. **The Review of Economics and Statistics**, v. 39, p. 312-20, 1957.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data.** Cambridge: The MIT Press, 2002. 735 p.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à Econometria: uma Abordagem Moderna.** São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006. 684 p.
- YOUNG, Alwyn. The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the east asian growth experience **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 3, p. 641-680, Agosto 1995.

## Anexo Estatístico

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

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

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

## Quadro A. 2 – Fonte dos Dados

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

## Quadro A. 3 – Relação dos Coeficientes Estimados

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

## Tabela A. 1 – Regressões estimadas através do método de efeitos fixos

Coeficiente		Equação 6	Equação 7	Equação 8
Produtividade	$C_0$	0,024 (0,012) [0,047]	0,002 (0,011) [0,834]	0,002 (0,001) [0,002]
<i>Markup</i>	$C_3$	2,147 (0,308) [0,000]	3,316 (0,313) [0,000]	3,073 (0,383) [0,000]
Impacto 1999	$C_4$	1,482 (0,385) [0,000]	-	0,378 (0,456) [0,408]
Impacto 2002	$C_5$	-0,527 (0,498) [0,291]	-	-0,111 (0,574) [0,846]
Retornos de Escala	$C_6$	0,641 (0,191) [0,061]	1,009 (0,178) [0,962]	1,000
Impacto 1999	$C_7$	0,564 (0,192) [0,004]	-	-
Impacto 2002	$C_8$	-0,425 (0,174) [0,016]	-	-
$R^2$		0,620	0,619	0,644
Log Verossimilhança		249,607	249,217	249,526
Durbin-Watson		2,362	2,404	2,423
Critério de Akaike		-1,839	-1,693	-1,688
Critério de Schwarz		-1,601	-1,205	-1,185
Estatística F [Prob.]		24,036 [0,000]	10,396 [0,000]	11,215 [0]

Nota 1: Entre parênteses está o desvio-padrão robusto. Entre colchetes o p-valor, que representa a probabilidade da estimativa ser zero; exceto para os coeficientes  $C_3$  e  $C_6$ , para os quais apresenta-se a probabilidade da estimativa ser um;

**Tabela A. 2 – Resultados das equações (9), (10) e (11) com número de trabalhadores**

Coeficiente		Equação 9	Equação 10	Equação 11
Produtividade	C0	0,063 (0,008) [0,000]	0,051 (0,008) [0,000]	0,056 (0,006) [0,000]
<i>Markup</i>	C3	1,787 (0,596) [0,003]	2,166 (0,413) [0,000]	3,014 (0,282) [0,000]
Impacto 1999	C4	0,090 (0,989) [0,928]	-	-1,375 (0,794) [0,084]
Impacto 2002	C5	0,290 (0,981) [0,768]	-	1,139 (0,893) [0,203]
Retornos de Escala	C6	0,519 (0,316) [0,102]	0,810 (0,145) [0,000]	1,000
Impacto 1999	C7	0,607 (0,356) [0,090]	-	-
Impacto 2002	C8	-0,575 (0,263) [0,030]	-	-
$R^2$		0,368	0,337	0,386
		185,293	179,294	180,613
Durbin-Watson		2,278	2,309	2,261
Critério de Akaike		-1,330	-1,315	-1,317
Critério de Schwarz		-1,093	-1,133	-1,122
Estatística F [Prob.]		8,578 [0,000]	10,166 [0,000]	11,565 [0,000]

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

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

**Tabela A. 3 – Variação anual do Resíduo de Solow calculado, 1996-2007 (em %)**

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

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

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