

Poder de mercado, economia de escala e a produtividade da indústria brasileira entre 1994 e 2007

Rômulo Viana Clezar*
Divanildo Triches**
Roberto Camps de Moraes***

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 com o que se torna possível medir a produtividade total de fatores em concorrência imperfeita. A análise realizada para o conjunto da indústria indica elevado poder de mercado até 1999 e aumento significativo após a mudança de regime cambial. Para o conjunto da indústria, são identificados retornos decrescentes de escala entre 1996 e 1998, retornos crescentes de 1999 até 2002 e novamente retornos decrescentes entre 2003 e 2007. Contudo, não foi possível apontar em quais setores as quebras de estrutura são significativas. A produtividade mostrou elevado crescimento em 1999 e taxas negativas após 2003.

Palavras-chaves: Produtividade industrial, *markup* e escala.

Abstract

This paper aims to investigate and to evaluate the Brazilian manufacturing sector productivity 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.

Keywords: Industrial productivity, *markup* and scale.

JEL Classification: D24; F12, L60

1 Introdução

O acelerado processo de abertura comercial que ocorreu no Brasil, no início da década de 90, visava a 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

*Mestre em Economia pela Unisinos. Assessor de Economia da Apex-Brasil *E-mail:* romuloclezar@gmail.com.

**Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Pesquisador PQ/CNPQ. Professor no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Ppge/Unisinos. Pesquisador do Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais da Universidade de Caxias do Sul (Ipes/UCS *E-mail:* dtriches@ucs.br e divanildot@unisinos.br

***PhD em economia pela Universidade Vanderbilt University/EUA. Ex-Professor no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Ppge/Unisinos *E-mail:* bobcamps@portweb.com.br

do Plano Real, em julho de 1994. Uma das bases desse plano era a chamada âncora cambial, que estabelecia um controle para a flutuação do Real, com relação à moeda norte-americana. 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 do regime cambial relativamente rígido 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 monetárias e fiscais 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 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. Pode-se esperar, portanto, a existência de concorrência imperfeita, isto é, a presença de firmas domésticas que cobram um *markup* e a produção com uma escala ineficiente, graças às elevadas tarifas e às demais formas de restrições à importação. A produtividade é geralmente relacionada com uma medida de eficiência econômica de uma firma, indústria ou de um país. A principal contribuição que o trabalho pretende gerar é ampliar o estudo da produtividade na indústria de transformação brasileira. Ao se separarem da tradicional medida de produtividade, conhecida como Resíduo de Solow, os efeitos do poder de mercado e da escala de produção, pode-se avaliar mais precisamente quais setores são mais eficientes e sensíveis às mudanças de políticas comerciais ou macroeconômicas.

O conhecimento de indicadores de poder de mercado e a escala de produção tendem a 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.¹

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 de 1994 a 2007. Para tanto, na seção 2, encontra-se uma breve revisão das evidências empíricas encontradas na literatura sobre a relação entre poder de mercado, economias de escala e produtividade. Na seção 3, são apresentados os aspectos metodológicos e a especificação do modelo econométrico. A descrição dos resultados da produtividade, estimada com poder de mercado; a economia de escala e o resíduo ajustado pelo *markup* são tratados na seção 4. Por fim, a seção 5 apresenta as considerações finais e as conclusões.

Os resultados para o conjunto da indústria brasileira indicam elevado poder de mercado até 1999, aumento significativo após a mudança de regime cambial e uma leve redução após a retomada da valorização do Real frente ao dólar a partir de 2002. Entre os setores, as estimativas de *markup* foram significativas em dezesseis dos 23 setores investigados, com coeficientes especialmente elevados em alimentos, materiais eletrônicos e 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 todo da indústria. Para têxteis, celulose e papel foram verificados retornos decrescentes e apenas para materiais elétricos a estimativa significativa indica economias crescentes de escala.

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, sobretudo devido à 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 mostrou que os setores com elevado poder de mercado e com grandes mudanças na remuneração do trabalho tiveram um maior ajuste no resíduo de Solow.

¹ Uma discussão mais detalhada sobre esse tema pode ser encontrada em Carvalho (2001), Ferreira e Guillén (2004) Grossman e Helpman (1991), Hall (1998), Hidalgo (2002), Klette (2009), Levinsohn (1993), Solow (1957), entre outros.

2 Revisão e análise dos estudos empíricos

A teoria que trata da relação entre economias de escala e poder de mercado está baseada no modelo de mercados concorrenciais. Assim, em modelo de concorrência perfeita as economias de escala devem ser necessariamente tratadas como externas às firmas. No entanto, as economias externas podem ser notadas apenas no nível da indústria, ou seja, o custo médio da firma será menor quanto maior o produto da indústria como um todo. Para que as economias externas sejam verificadas, é necessário que a produção seja concentrada geograficamente, como abordam Bowen et al. (1998, p. 94). Por outro lado, economias de escala internas são caracterizadas pelo custo médio decrescente, devido ao aumento da produção da própria firma. Dessa forma, as firmas que têm elevado custo fixo e custos marginais constantes estão sujeitas a ganhos conforme aumenta a produção. Isso implica que manter um número pequeno de firmas será suficiente para suprir a demanda total.

Todavia, os retornos crescentes são originados pelas economias internas às firmas, que devem estar associadas a uma estrutura de mercado, que permita um preço superior ao custo marginal, como abordam Helpman e Krugman (1985). Nesse caso, prevalece o comportamento das firmas com poder de determinar os preços no mercado, ou seja, competição imperfeita. Os avanços teóricos recentes seguiram nessa linha de pesquisa e permitiram que economias de escala e concorrência imperfeita fossem tratadas no mesmo modelo.² Assim, as firmas poderiam cobrar um *markup* para aqueles produtos com custos marginais relativamente baixos. A imposição de tarifas e quotas de importações, por exemplo, causaria distorções no mercado doméstico, a ponto de permitir a oferta nacional de produtos para os quais o País não possui vantagem comparativa, e que resulta em poder de mercado elevado e escalas ineficientes. Além disso, ao considerar a hipótese de concorrência imperfeita e economias não constantes de escala para o cálculo da produtividade, sugerida originalmente por Solow (1957), Hall (1988) conclui que, durante o ciclo econômico, se movimento do preço do produto superar o custo marginal, isso seria uma evidência do poder de mercado das firmas. Adicionalmente, para Domowitz et al. (1988) a estrutura de concorrência não permanece constante ao longo do ciclo econômico.

Contudo, Hall (1988) aborda ainda que, se as firmas têm o poder de aumentar a produção em uma taxa maior que o crescimento da utilização de insumos, a medida de

² Vejam-se em Either (1979), Feenstra (2004), Grossman e Helpman (1990), Hall e Jones (1999), Helpman e Krugman (1985), Helpman e Krugman (1989), Jones (1999), Jones (2000), Krugman, Obstfeld (2001), *inter alia*.

produtividade é correlacionada com o ciclo econômico e com resíduo de Solow, que é a medida de choques de tecnologia com concorrência perfeita. Dessa forma, a concorrência 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 revelam elevado poder de mercado, de 3,7 para o segmento industrial de papel e 2,6 para têxteis. O trabalho de Domowitz et al. (1988) encontra *markup* significativo de 3,5 para transportes, 2,6 para setor de química e 3,0 para alimentos, ao contrário de Hall (1988), que não pode rejeitar a hipótese de concorrência perfeita nesses setores. No entanto, esses trabalhos não encontraram evidências de economias de escala na indústria dos Estados Unidos.

Tabela 1 – estudos empíricos selecionados 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 et al. (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)

Nota: Entre parênteses está o desvio padrão estimado. Para Hall (1988) e Domowitz et al. (1988), o *markup* é igual ao inverso do coeficiente estimado. Informações adicionais sobre esses estudos podem ser encontradas no anexo.

O poder de mercado e a escala para quatorze setores da indústria da Noruega são estimados por Klette (1999) como mostrado na tabela 1. O *markup* é, em geral, significativo próximo de um, ou seja, 1,03 para transporte, 1,09 para papel e 1,05 para têxteis. Entretanto, a evidência encontrada é 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 decrescentes, 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.

O crescimento acelerado de quatro países do leste asiático, entre 1960 e 1991, é investigado por Young (1995).³ Ele encontra um padrão de crescimento econômico que esteve baseado em altas taxas de investimento em estoque de capital, aumento da força de trabalho (por meio de êxodo rural e emprego da mão de obra feminina) e aumento da escolaridade dos trabalhadores. Singapura é um caso particularmente pouco comum; o autor encontrou uma taxa de produtividade negativa de -1% ao ano entre 1970 e 1990. O “milagre

³ Os países são: Coreia do Sul, Taiwan, Singapura e Hong Kong, este último não é um país independente.

econômico” poderia ser explicado em parte por ganhos de produtividade com a hipótese de concorrência perfeita. Kee (2002), diferentemente, estima o poder de mercado de 1,5 para transportes e têxteis e 3,75 para química. São estimados retornos decrescentes de 0,63 para transportes e 0,64 para têxteis. Os resultados não permitem rejeitar a hipótese de concorrência perfeita nos setores de papel e alimentos.

Os primeiros estudos previamente discutidos foram feitos ao longo da década de 80. Nesse período, uma série de países removeu antigas proteções ao mercado doméstico. Assim, outros 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), reportados na tabela 2, apontam que a hipótese da disciplina de mercado, dada pelas importações foi, confirmada em três dos dez setores estudados, entre os quais se destaca a queda acentuada no setor de cerâmica, de 5,4 para um, após a abertura comercial e em maquinário elétrico, de 1,5 para um. No entanto, verificou-se aumento do *markup* nos setores de transporte e de papel, de um antes da abertura para 1,35 e 2,17, respectivamente, depois das reduções de tarifas.

Harrison (1994) encontra evidências de aumento da produtividade de cerca de 2,2% ao ano após a abertura comercial na Costa do Marfim em 1984, porém não foi constatada queda significativa do *markup* de 1,08 para todos os setores. Entre os setores, a abertura representou incremento de produtividade para papel e química, de 9,2% e 4,7%, respectivamente. Quanto ao *markup*, os resultados indicam que em quatro dos nove setores estudados eram maiores que um, entre os quais 1,16 para transportes e 1,07 para química, 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 nesse 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) aponta para um 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 pela baixa elasticidade da demanda, mas sim como um indício de baixa qualidade dos dados. Levinsohn (1993) encontra um valor de 5,4 para esse coeficiente para cerâmica, o que ocorre, segundo o autor, devido ao baixo custo marginal do setor. Essa 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 dos estudos empíricos sobre produtividade e abertura comercial

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

a) Cerâmica e b) Maquinário elétrico.

Nota: Informações adicionais sobre esses trabalhos podem ser encontradas no anexo.

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 estudos consegue mostrar com relativo 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.

3 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. As variáveis como a participação da mão de obra no produto e o estoque de capital utilizado são tratadas separadamente por serem obtidas a partir de cálculos específicos. Os valores nominais de todas as séries foram ajustados para valores de 2007, por meio do IPA-OG dos setores e transformados 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 esse valor pode ser aproximado pela produção física. No entanto, o aumento da terceirização e da substituição de insumos nacionais por importados, por exemplo, pode reduzir a eficácia da produção como *proxy* do verdadeiro valor adicionado.

Utiliza-se, portanto, 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 à 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 dessa 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 melhor aproximação ao número de horas trabalhadas. Se o produto aumenta 1%, a quantidade de horas trabalhadas deveria aumentar na mesma medida em caso de concorrência perfeita, *ceteris paribus*. Nesse caso, as firmas até

poderiam manter a quantidade de trabalhadores constante, mas teriam que aumentar a remuneração por meio de pagamento de horas extras. A participação do trabalho no produto é igual à 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 nesse fluxo estão correlacionadas às 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 mostra Barro e Sala-i-Martin (2004) e Jones (2000).⁴ Uma maneira é estimar o estoque de capital por meio 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_{jt} é a taxa de investimento e δ é a taxa de depreciação. Portanto, o estoque de capital do setor no próximo período, K_{jt+1} , é igual ao estoque de capital do período atual, K_{jt} , menos aquela parcela que sofreu depreciação, δK_{jt} , mais o investimento realizado no período atual, I_{jt} .

A taxa de investimento foi calculada mediante a 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, por meio dos índices de preços no atacado – oferta global (IPA-OG). Por fim, calculou-se o “capital efetivamente utilizado” por meio 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 proveniente da FGV.

Na aplicação do método do estoque perpétuo, MEP, imediatamente surge o problema de determinar os valores de duas variáveis desconhecidas: (i) a taxa de depreciação; (ii) o estoque de capital no primeiro período. A depreciação, conforme Ferreira e Guillén (2004), pressupõe-se constante e igual 9%. A obtenção do estoque de capital inicial também é

⁴ Bonelli e Fonseca (1998) e Hidalgo (2002), por exemplo, utilizam o consumo industrial de energia elétrica (proveniente da Eletrobras) 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.

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 à 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):

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

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

onde I_{j0} é o investimento do primeiro período disponível para o setor j ; δ é a taxa de depreciação, constante e igual a 9%; e g_j é a taxa de crescimento do investimento nos primeiros cinco períodos.⁵ 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 foi suficientemente elevada para manter o denominador positivo, o resultado é um estoque de capital inicial negativo. Esse problema foi verificado em dois dos 23 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.⁶

Para estimar a produtividade, o *markup* e as economias de escala utiliza-se um método econométrico baseado em dados de painel. A amostra é composta de informações sobre 23

⁵ O procedimento para g_j é semelhante ao de Young (1995, p. 651-2). Esse autor parte do pressuposto de que a taxa de crescimento nos primeiros cinco anos é representativa do crescimento do investimento nos anos imediatamente anteriores ao início da série.

⁶ Esse fato é encontrado recorrentemente na literatura. Ferreira et al (2000) e Ferreira e Guillén (2004) também utilizaram a taxa de depreciação para o cálculo do estoque de capital de 9%. Entretanto, excepcionalmente para os setores (16) Fumo e (30) Equipamentos de Informática foram consideradas taxas de depreciação de 15% e 25%, respectivamente, apenas no primeiro ano da série. A necessidade desse procedimento pode indicar o quanto é impreciso utilizar uma taxa de depreciação constante e igual para todos os setores. A variável de depreciação disponibilizada pela PIA seria uma alternativa, mas que implicaria outro tipo de imprecisão por considerar o custo de depreciação contábil e não econômico. Assim, além de se distanciar da literatura, o cálculo individual para cada setor deve levar em consideração uma série de detalhes específicos que merecem ser tratados em estudos futuros.

setores da indústria entre o período de 1996 e 2007, que resultam em 253 observações.⁷ A equação (3) permite calcular a produtividade total dos fatores e fornece estimativas de *markup* e economias de escala⁸:

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

em que dy_{ijt} é a taxa de crescimento do produto da empresa i do setor j , ou seja, $\ln(Y) - \ln(Y_{t-1})$; dA_{jt}/A_{jt} representa a verdadeira medida de produtividade do setor j , enquanto df_{it}/f_{it} é o diferencial de produtividade específico da firma; α_L é a parcela do trabalho no produto; dl_{ijt} significa a taxa de crescimento da relação L/K da firma i do setor j ou $\ln(L/K) - \ln(L_{t-1}/K_{t-1})$; o *markup*, μ_{ijt} é o coeficiente associado a αdl_{ijt} também da firma i do setor j . O termo dk_{ijt} pode ser traduzido como a taxa de crescimento do estoque de capital da empresa i do setor j , ou seja, $\ln(K) - \ln(K_{t-1})$. Por fim, tem-se que β_{ijt} é o coeficiente de economias de escala associado a variável dk_{ijt} .

A equação serve como base para o modelo econométrico que é utilizado para testar as hipóteses de poder de mercado e economias de escala.⁹ Entretanto, duas modificações são necessárias: (i) a adição do termo de erro, ε_{jt} ; e (ii) a desconsideração do termo específico de firma, df_{it}/f_{it} , pois, como são utilizados dados agregados de setores industriais, o efeito específico da firma é nulo. Assim, os estimadores diferem apenas entre os setores da indústria de transformação. A equação (4) sintetiza essas alterações:

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

Em que $\varepsilon_{jt} \sim N(0, \sigma^2)$, ou seja, espera-se que o termo do 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)¹⁰:

⁷ Os testes realizados e as estimativas foram obtidos com o uso dos programas econométricos Stata 10.0 e Eviews 5.0.

⁸ Esse modelo foi desenvolvido por Hall (1988); Harrison (1994) e Ferreira e Guillén (2004) também apresentam esse modelo.

⁹ 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) Wooldridge (2006), entre outros.

¹⁰ A descrição das variáveis e as fontes das informações estatísticas, bem como a definição dos coeficientes estimados, estão reportadas nos quadros 2 e 3, no anexo respectivamente.

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

Nesse modelo, há a inclusão das variáveis *dummies* *D99* e *D02*, que visam a estimar se houve mudança de produtividade no poder de mercado, ou na escala de produção, nos setores industriais a partir de 1999 e após 2002. A *dummy* *D99* assume o valor um entre 1999 e 2002 e zero para o restante; *D02*, por sua vez, é igual a zero até 2002 e um para o período subsequente. Os resultados apresentados por essas *dummies* e dos coeficientes associados a elas são muito importantes, uma vez que ambas marcam o período de câmbio flutuante no Brasil, mas *D99* indica o período em que a taxa de câmbio se desvalorizou. Enquanto *D02* capta os efeitos do período posterior, quando houve uma retomada da valorização cambial.

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 , está associado à variável *dummy* de mudança de regime cambial. *D99* indica se tal fenômeno gerou uma elevação da produtividade em cada setor entre 1999 e 2002. Espera-se que seu valor seja menor que zero, o que indica que há 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 aponta a produtividade do setor após 1999. O referido procedimento deve ser realizado para a produtividade depois de 2002, caso o coeficiente C_2 seja estatisticamente 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, pode-se 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, incluíram-se as *dummies* $\alpha_L dl_{jt}D99$ e $\alpha_L dl_{jt}D02$, associadas aos coeficientes C_4 e C_5 , respectivamente; Como se espera que as firmas tenham se comportado de maneira menos competitiva após o fim do controle sobre o câmbio C_4 deve ser positivo, enquanto C_5 deve ser negativo, por causa do aumento da concorrência provocada pela valorização da taxa de câmbio após 2002.

O coeficiente C_6 a ser estimado representa o parâmetro das economias de escala, β . Caso o setor industrial apresente um valor para C_6 maior do que a unidade, a tecnologia apresenta rendimentos crescentes de escala. Ao contrário, se C_6 está entre zero e um, constatam-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 ou mais aberta provocou estímulo à produção em escalas menos ou mais eficientes.

Uma limitação importante das estimativas desse trabalho é a não utilização de variáveis instrumentais para lidar com o problema recorrentemente verificado na literatura sobre a medida de produtividade e concorrência imperfeita que é a correlação entre o resíduo e as mudanças na utilização dos fatores de produção. De qualquer forma, o resultado do teste de Hausman indica que as estimativas de variáveis instrumentais não diferem significativamente daquelas obtidas por mínimos quadrados ordinários.

4 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 as 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. Estima-se por meio da equação (7) 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.

$$dy_{jt} = C_0 + C_3\alpha_L dl_{jt} + C_4\alpha_L dl_{jt}D99 + C_5\alpha_L dl_{jt}D02 + C_6dk_{jt} + C_7dk_{jt}D99 + C_8dk_{jt}D02 + C_9D1998 + \dots + C_{18}D2007 + \alpha + v_t \quad (6)$$

$$dy_{jt} = C_0 + C_3\alpha_L dl_{jt} + C_6dk_{jt} + C_9D1998 + \dots + C_{18}D2007 + \alpha + v_t \quad (7)$$

$$dy_{jt} - dk_{jt} = C_0 + C_3\alpha_L dl_{jt} + C_4\alpha_L dl_{jt}D99 + C_5\alpha_L dl_{jt}D02 + C_9D1998 + \dots + C_{18}D2007 + \alpha + v_t \quad (8)$$

O passo seguinte é definir se os efeitos são fixos ou aleatórios. Em primeiro lugar, nota-se que os resultados observados na 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 nesse 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) a (8)

	Equação 6	Equação 7	Equação 8
<i>Dummy</i> Setor	F(22, 224) = 0,54 [0,957]	F(22, 228) = 0,45 [0,985]	F(22, 227) = 0,58 [0,935]
<i>Dummy</i> Ano	F(10, 236) = 2,65 [0,004]	F(10, 240) = 3,23 [0,001]	F(10, 239) = 3,08 [0,001]
Teste de Hausman	$\chi^2(6) = 3,09$ [0,797]	$\chi^2(2) = 1,29$ [0,5245]	$X^2(3) = 0,74$ [0,8629]

Nota: Os testes foram elaborados com o uso do Stata 10.0. Os valores entre colchetes referem-se a probabilidade de a estimativa ser zero.

A Tabela 3 mostra ainda o resultado do 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 pelo método de mínimos quadrados devem ser preferidas.¹¹ Assim, as equações (6) a (8) podem ser novamente especificadas, respectivamente, como seguem:

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

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

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

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, em nível de 5% de significância, de acordo com os métodos Levene e Brown-Forsythe. Apenas para a 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 esse problema nos modelos (9) e (10). Para equação a (11), inclui-se uma matriz de White para os setores nesses modelos, a fim de reduzir a heterocedasticidade.

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, e com o resíduo defasado em um período, como variável

¹¹ A tabela 1, no anexo, reporta as estimativas obtidas por meio do método de efeitos fixos.

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 4 – Teste de igualdade de variância das equações (9) a (11)

Método	Equação 9	Equação 10	Equação 11
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg	$\chi^2(1) = 3,10$ [0,078]	$X^2(1) = 1,61$ [0,205]	$X^2(1) = 0,13$ [0,720]
Teste de White	$\chi^2(1) = 86,09$ [0,000]	$\chi^2(1) = 87,54$ [0,000]	$X^2(1) = 34,72$ [0,073]
Bartlett	$F(22) = 93,238$ [0,000]	$F(22) = 90,588$ [0,000]	$F(22) = 90,474$ [0,000]
Levene	$F(22, 230) = 4,189$ [0,000]	$F(22, 230) 4,450$ [0,000]	$F(22, 230) 4,480$ [0,000]
Brown-Forsythe	$F(22, 230) = 3,469$ [0,000]	$F(22, 230) 3,611$ [0,000]	$F(22, 230) 3,852$ [0,000]

Nota: Os testes foram realizados com o uso do Stata 10.0 e do Eviews 5.0. Os valores entre colchetes referem-se à probabilidade de a estimativa ser zero.

Tabela 5 – Teste de autocorrelação dos resíduos para as equações (9) a (11)

Coefficiente	Equação 9	Equação 10	Equação 11
Teste de Wooldridge	$F(1, 22) = 0,865$ [0,362]	$F(1, 22) = 1,763$ [0,198]	$F(1, 22) = 1,230$ [0,279]
$Et = Et-1$	-0,107 (0,067) [0,107]	-0,128 (0,0657) [0,05]	-0,054 (0,063) [0,394]

Nota: Os testes foram realizados com o uso do Stata 10.0 e do Eviews 5.0. Os valores entre colchetes referem-se a probabilidade de a estimativa ser zero.

Os resultados das regressões são apresentados, na tabela 6. Observa-se que todos os modelos mostraram um ajuste relativamente bom, pois em nenhum caso, a estatística F rejeita a hipótese de que pelo menos uma das variáveis explicativas esteja correta. Os critérios de aderência R^2 e Critérios de Akaike e Schwartz apresentam resultados próximos para cada equação.¹² As constantes, C_0 , obtidas através dos diferentes modelos, ilustrados, na 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 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 naqueles anos para o conjunto da indústria de transformação brasileira.

A hipótese de que as empresas tendem a se comportar de maneira mais competitiva diante da concorrência externa estaria refletida em aumento do *markup* do preço sobre o custo marginal, após o processo de flexibilização cambial em 1999. O coeficiente C_3 , que mede o *markup* da indústria de transformação brasileira, tem valor estimado elevado e

¹² As especificações para as equações (9), (10) e (11) foram aquelas que apresentaram os melhores resultados. A **Erro! Fonte de referência não encontrada.** ilustra as estimativas obtidas com a variável quantidade de trabalhadores como *proxy* do número de horas trabalhadas.

significativamente maior que um, com significância de 5%, para todos os modelos estimados. Em tal caso, os dados empíricos permitem rejeitar a hipótese de ausência de poder de mercado entre 1996 e 1998. Quanto ao teste de mudança desse coeficiente, após a mudança de regime 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 significativa nesse coeficiente para 3,09 (2,11 + 0,98), de acordo com a equação (9). De outro modo, 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

Tabela 6 – Resultados da estimação das equações (9) a (11)

Coefficiente		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	0,981 (0,399) [0,015]	-	0,194 (0,500) [0,699]
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	0,166 (0,169) [0,327]	-	-
<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
Log Verossimilhança		249,607	244,840	244,420
Durbin-Watson		2,362	2,325	2,323
Crítério de Akaike		-1,839	-1,833	-1,822
Crítério de Schwarz		-1,601	-1,651	-1,626
Estatística F [Prob.]		24,036 [0,00]	30,646 [0,00]	31,212 [0,00]

Nota 1: Os valores entre parênteses referem-se à probabilidade de a estimativa ser zero, e os valores entre colchetes, a probabilidade de a estimativa ser zero, exceto para os coeficientes C3 e C6, para os quais é apresentada a probabilidade de a estimativa ser igual a um. As estimativas foram obtidas com o uso do Eviews 5.0;

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.

O indicador estimado para economias de escala de 0,55, dado pelo coeficiente C_6 , que é estatisticamente significativo em (9), mostra que até na 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 no período após a mudança de regime cambial. Pode-se afirmar ainda que no período posterior a 2002 a escala de produção estimada é igual ao do período anterior a 1999, isto é, o coeficiente de 0,55 aponta novamente retornos decrescentes após 2002. Nota-se que as mudanças de *markup* e economia de 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.¹³

4.1 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. Por sua vez, as mudanças da constante ao longo do tempo são significativas apenas para o período compreendido entre 1999 e 2002, quando a taxa de crescimento da produtividade foi 5,5 pontos percentuais maiores que nos anos anteriores e posteriores. 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, como sustenta o teste de Wooldridge.

De acordo com os resultados da tabela 8, o coeficiente C_3 era significativo para quinze dos 23 setores estudados, em nível de 5% de significância. Em uma análise menos rígida, com 10% de significância, permite incluir o setor de reciclagem, com poder de mercado maior que um. De qualquer forma, a elevada taxa de poder de mercado é uma característica comum entre

¹³ Esse resultado está de acordo com a Nova Teoria do Comércio Internacional, que 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 com redução da escala como mostram Helpman e Krugman (1989).

os setores da indústria brasileira no período de 1996 a 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 segmentos 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

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	-0,007 (0,015) [0,637]
Igualdade das <i>dummies</i>		Setor	F(22, 174) = 1,06 [0,394]
		Ano	F(10, 174) = 2,55 [0,007]
		<i>Markup</i>	F(22, 174) = 2,48 [0,001]
		Escala	F(22, 174) = 1,95 [0,009]
Testes de Especificação		Teste de Hausman	$\chi^2(22) = 13,99$ [0,902]
Heterocedasticidade		Breusch-Pagan/Cook-Weisberg	$\chi^2(1) = 1,58$ [0,209]
		Bartlett	F(22) = 111,903 [0,000]
		Levene	F(22, 230) = 5,035 [0,000]
		Brown-Forsythe	F(22, 230) = 3,860 [0,000]
Autocorrelação		Teste de Wooldridge	F(1, 22) = 0,936 [0,344]
		Et=et-1	-0,1145 (0,0654) [0,080]
Medidas de Ajuste		Durbin-Watson	2,583
		R ²	0,622
		Log Verossimilhança	264,071
		Critério de Akaike	-1,593
		Critério de Schwarz	-0,909
		Estatística F [Prob.]	7,005 [0,000]

Nota: Os valores entre parênteses referem-se ao desvio padrão robusto e entre colchetes, à probabilidade de a estimativa ser zero. As estimativas foram realizadas com o uso do Stata 10.0 e do Eviews 5.0.

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 a 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 esse 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.

A tabela 9 mostra as estimativas para as economias de escala nos 23 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

sobre a escala de produção do conjunto da indústria. Apenas quatro setores tiveram um indicador de economia 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 segmento fumo apresenta uma situação particular, pois a estimativa negativa para a escala não é explicada em termos econômicos.¹⁴

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

Setores da indústria de transformação	<i>Markup</i>
15 Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	4,264 (0,598) [0,000]
16 Fabricação de produtos do fumo	-1,707 (2,940) [0,358]
17 Fabricação de produtos têxteis	0,282 (0,839) [0,393]
18 Confecção de artigos do vestuário e acessórios	3,147 (0,689) [0,002]
19 Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	2,322 (0,545) [0,016]
20 Fabricação de produtos de madeira	3,544 (1,854) [0,172]
21 Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	2,111 (0,415) [0,008]
22 Edição, impressão e reprodução de gravações	3,659 (0,324) [0,000]
23 Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool	1,429 (2,902) [0,883]
24 Fabricação de produtos químicos	3,515 (0,739) [0,001]
25 Fabricação de artigos de borracha e plástico	2,954 (0,218) [0,000]
26 Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	2,464 (0,937) [0,120]
27 Metalurgia básica	1,537 (0,568) [0,345]
28 Fabricação de produtos de metal – exceto máquinas e equipamentos	2,882 (0,424) [0,000]
29 Fabricação de máquinas e equipamentos	2,857 (0,320) [0,000]
30 Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	3,609 (0,857) [0,003]
31 Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	3,065 (0,199) [0,000]
32 Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações	4,591 (1,242) [0,004]
33 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]
34 Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	4,323 (1,292) [0,011]
35 Fabricação de outros equipamentos de transporte	-0,291 (2,072) [0,534]
36 Fabricação de móveis e indústrias diversas	2,940 (0,223) [0,000]
37 Reciclagem	2,648 (0,910) [0,072]

Nota: Os valores entre parênteses referem-se ao desvio padrão robusto e entre colchetes, à probabilidade de a estimativa ser 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 o poder de mercado nesse setor também é significativamente maior que um, isto é, a hipótese de concorrência perfeita tende a 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*

¹⁴ Assim como a estimativa negativa, porém não significativa, para o *markup* para este setor.

significativo em todos os setores com economias crescentes de escala, mesmo naqueles setores com escala não significativa.

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

Setores da indústria de transformação	Escala
15 Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	0,650 (0,440) [0,427]
16 Fabricação de produtos do fumo	-0,095 (0,616) [0,077]
17 Fabricação de produtos têxteis	0,138 (0,267) [0,002]
18 Confeção de artigos do vestuário e acessórios	1,192 (0,351) [0,585]
19 Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	0,718 (0,182) [0,123]
20 Fabricação de produtos de madeira	0,937 (0,268) [0,813]
21 Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	0,289 (0,216) [0,001]
22 Edição, impressão e reprodução de gravações	1,254 (0,310) [0,413]
23 Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool	0,438 (1,251) [0,654]
24 Fabricação de produtos químicos	0,939 (0,257) [0,814]
25 Fabricação de artigos de borracha e plástico	0,699 (0,431) [0,485]
26 Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	0,601 (0,365) [0,275]
27 Metalurgia básica	0,875 (0,392) [0,750]
28 Fabricação de produtos de metal – exceto máquinas e equipamentos	1,054 (0,528) [0,918]
29 Fabricação de máquinas e equipamentos	0,805 (0,131) [0,137]
30 Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	0,853 (0,984) [0,881]
31 Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	1,325 (0,195) [0,098]
32 Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações	1,037 (0,255) [0,884]
33 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]
34 Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	1,267 (0,355) [0,453]
35 Fabricação de outros equipamentos de transporte	0,529 (0,360) [0,192]
36 Fabricação de móveis e indústrias diversas	0,985 (0,155) [0,923]
37 Reciclagem	1,278 (0,404) [0,492]

Nota: Os valores entre parênteses referem-se ao desvio padrão robusto e, entre colchetes, à probabilidade de a estimativa ser um. As estimativas foram obtidas com o auxílio do Eviews 5.0.

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.¹⁵ Kee (2002) também encontra retornos decrescentes de escala significativos para alguns setores, como para transportes e para têxteis.

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

A produtividade total de fatores, sob a consideração de concorrência imperfeita e de retornos não constantes de escala, é estimada para os 23 setores da indústria de transformação

¹⁵ 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.

estudados. Por isso, descreve-se o comportamento do resíduo ajustado pelos coeficientes de *markup* e escala, estimados anteriormente, de acordo com a equação (13):

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

Assim, 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 3, no anexo, percebe-se que, desconsiderando o poder de mercado e economias de escala, há 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.¹⁶

A superestimação da queda da produtividade entre 1996 e 1998 pode ser percebida nos desempenhos dos setores têxteis, de couro e calçados e material eletrônico. No setor de têxteis, a redução de 11,9 % ao ano mudou para um crescimento de 4,7% devido à estimativa de retornos decrescentes de escala, na ordem de 0,14. Já para o setor (19) 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 de 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 de química, borracha e plástico e

¹⁶ O cálculo do resíduo de Solow ajustado pelo poder de mercado e pela escala de produção considera as estimativas significativas em 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 são aqueles apresentados na tabela 3, no anexo. Com 10% de significância, apenas o setor de materiais elétricos apresenta economia de escala maior que um. A medida de produtividade ajustada apenas pelo *markup* nesse setor, dados os 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.

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.

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

Setor da indústria de transformação	1996-1998	1999-2002	2003-2007	1996-2007
15 Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	2,0	5,5	-1,4	1,7
16 Fabricação de produtos do fumo	-6,9	10,4	-1,8	1,5
17 Fabricação de produtos têxteis	4,7	5,9	0,6	3,2
18 Confecção de artigos do vestuário e acessórios	4,3	1,1	-0,1	1,1
19 Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	-4,1	4,8	-4,7	-1,3
20 Fabricação de produtos de madeira	-15,3	10,8	-1,9	-0,2
21 Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	0,6	4,6	-0,6	1,5
22 Edição, impressão e reprodução de gravações	-1,4	1,5	1,5	1,0
23 Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool	-1,8	7,1	2,8	3,5
24 Fabricação de produtos químicos	1,9	2,6	1,8	2,1
25 Fabricação de artigos de borracha e plástico	-1,2	3,7	-0,1	1,1
26 Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	11,3	4,9	2,5	4,9
27 Metalurgia básica	-2,3	1,8	0,2	0,3
28 Fabricação de produtos de metal – exceto máquinas e equipamentos	0,7	3,5	0,3	1,5
29 Fabricação de máquinas e equipamentos	-1,1	6,3	-1,3	1,4
30 Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	-1,8	13,7	-3,5	2,7
31 Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	3,9	1,0	-2,2	0,1
32 Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações	-9,5	8,0	-2,0	0,0
33 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
34 Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	-0,8	8,1	1,6	3,5
35 Fabricação de outros equipamentos de transporte	-0,7	2,7	-12,4	-5,0
36 Fabricação de móveis e indústrias diversas	-3,0	3,6	-0,6	0,4
37 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).

Entre 2003 e 2007, a medida de produtividade foi ajustada para baixo em quinze dos 23 setores. As reduções podem ser vistas mais facilmente nos setores alimentos, cujo ajuste foi de +5,1% para +1,7%; vestuário, de +6,5% para +1,1%; e borracha e plástico, de 6,2% para +1,1%. Houve ainda uma redução maior que cinco pontos percentuais nos setores celulose e papel, edição e impressão e química. A medida de produtividade ajustada pelo *markup* e escala dos setores de têxteis, couro e calçados e material eletrônico, ao contrário, aumentou mais de dois pontos percentuais.

5 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 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 mudou 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 23 setores. O *markup* estimado foi superior a 4,2 para os setores de alimento, 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 da 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, nesses 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. Seria necessário também a utilização do método de variáveis instrumentais para corrigir a correlação entre o resíduo e as variáveis independentes, como apontado pela literatura. 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 instigantes para investigação futura.

Referências

BALTAGI, Badi H. **Econometric analysis of panel data**. 3. ed Chichester: John Wiley & Sons, 2005. 302p.

BARRO, Robert J; SALA-I-MARTIN, Xavier. **Economic growth**. 2.ed. 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**. Rio de Janeiro, 1998. 49 p. (Texto para Discussão do IPEA, n. 557)

BOWEN, Harry P; HOLLANDER, Abraham; VIAENE, Jean-Marie. **Applied international trade analysis**. Michigan: Michigan Press, 1998. 654 p.

CARVALHO, Paulo G. M. As vertentes teóricas da produtividade. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, n. 5, v. 2, p. 67 - 92, jul./dez. 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, Feb. 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, n. 9, p. 1-24, 1979.

FEENSTRA, Robert C. **Advanced international trade: theory and evidence**. New Jersey: Princeton University Press, 2004. 484 p.

Ferreira, Pedro C., Issler, J. V., e Pessôa, S. **On the nature of income inequality across nations**. EPGE-FGV, mimeo. 2000.

FERREIRA, Pedro C; GUILLÉN, Osmani T. de C. Estrutura competitiva, produtividade industrial e liberalização comercial no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.4, n. 58, p. 507-532, out./dez. 2004.

GROSSMAN, Gene M; HELPMAN, Elhanan. Trade, innovation, and growth. **American Economic Review**, Nashville, Papers and Proceedings v. 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, Feb. 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. 271p.

HELPMAN, Elhanan; KRUGMAN, Paul R. **Trade policy and market structure**. Cambridge: MIT Press, 1989. 205p.

HIDALGO, Álvaro B. 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**. 4.ed. Lisboa: McGraw-Hill, 2001. 573 p.

JONES, Charles I. Growth: with or without scale effects? **American Economic Review**, v. 89, p. 139-144, Maio 1999.

JONES, Charles I. **Introdução à teoria do crescimento econômico**. Rio de Janeiro: Campus, 2000. 178 p.

KEE, Hiau Looi. **Markups, returns to scale and productivity: a case study of Singapore's manufacturing sector**. World Bank, 2002. 37p. (World Bank Working Paper, n. 2857)

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.

KRUGMAN, Paul R; OBSTFELD, Maurice. **Economia internacional: teoria e política**. 5ª. ed. São Paulo: Makron Books, 2001. 797 p.

LEVINSOHN, James A. Testing the imports-as-market-discipline hypothesis. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 35, p. 01-22, 1993.

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, Aug. 1995.

Anexo

Quadro 1: Sínteses dos estudos empíricos sobre produtividade e abertura comercial

Abertura	País	Período	Dados (Anuais)	
			Cross-section	Materiais? (*)
Hall (1988)	EUA	1953-1984	26 Setores	Não
Domowitz et al.(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

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

Quadro 2: Descrição e fonte das informações estatísticas usadas

Variável	Descrição	Fonte
Valor da transformação industrial (VTI)	Corresponde à diferença entre o valor bruto da produção industrial e o custo das operações industriais.	PIA/IBGE (SIDRA, Tab. 1986).
Valor bruto da produção industrial	Corresponde à soma das vendas de produtos e serviços industriais (receita líquida industrial), variação dos estoques dos produtos acabados e em elaboração, e à produção própria realizada para o ativo imobilizado.	PIA/IBGE (SIDRA, Tab. 1986).
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 (SIDRA, Tab. 1986).
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 (SIDRA, Tab. 1965).
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 (SIDRA, Tab. 1996).
Ativo imobilizado – Melhorias	Corresponde ao custo das melhorias para o ativo imobilizado. São consideradas como melhorias as benfeitorias e os melhoramentos	PIA/IBGE (SIDRA, Tab. 1996).
UCI	Utilização da Capacidade Instalada	FGV.
IPA-OG	Índice de Preços por Atacado – Oferta Global.	FGV.

Quadro 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 em 1999 e após 2002, respectivamente. No entanto, se observa que o método de efeitos fixos não permite a estimação desses 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 1 – Regressões estimadas por meio do método de efeitos fixos

Coeficiente		Equação 6	Equação 7	Equação 8
Produtividade	C0	0,024 (0,012) [0,047]	0,002 (0,011) [0,834]	0,002 (0,001) [0,002]
<i>Markup</i>	C3	2,147 (0,308) [0,000]	3,316 (0,313) [0,000]	3,073 (0,383) [0,000]
Impacto 1999	C4	1,482 (0,385) [0,000]	-	0,378 (0,456) [0,408]
Impacto 2002	C5	0,955 (0,450) [0,035]	-	0,226 (0,609) [0,663]
Retornos de Escala	C6	0,641 (0,191) [0,061]	1,009 (0,178) [0,962]	1,000
Impacto 1999	C7	0,564 (0,192) [0,004]	-	-
Impacto 2002	C8	0,139 (0,220) [0,528]	-	-
R ²		0,620	0,619	0,644
Log Verossimilhança		249,607	249,217	249,526
Durbin-Watson		2,362	2,404	2,423
Crítério de Akaike		-1,839	-1,693	-1,688
Crítério de Schwarz		-1,601	-1,205	-1,185
Estatística F [Prob.]		24,036 [0,000]	10,396 [0,000]	11,215 [0]

Nota: Os valores entre parênteses referem-se ao desvio padrão robusto e, entre colchetes, o p-valor, que representa a probabilidade de a estimativa ser zero; exceto para os coeficientes C3 e C6, para os quais a probabilidade da estimativa deve ser um.

Tabela 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) [0,188]	2,166 (0,413) [0,005]	3,014 (0,282) [0,000]
Impacto 1999	C4	0,090 (0,989) [0,928]	-	-1,375 (0,794) [0,084]
Impacto 2002	C5	0,380 (0,834) [0,649]	-	-0,236 (0,571) [0,680]
Retornos de Escala	C6	0,519 (0,316) [0,129]	0,810 (0,145) [0,192]	1,000
Impacto 1999	C7	0,607 (0,356) [0,090]	-	-
Impacto 2002	C8	0,032 (0,377) [0,936]	-	-
R ²		0,368	0,337	0,386
Log Verossimilhança		185,293	179,294	180,613
Durbin-Watson		2,278	2,309	2,261
Crítério de Akaike		-1,330	-1,315	-1,317
Crítério de Schwarz		-1,093	-1,133	-1,122
Estatística F [Prob.]		8,578 [0,000]	10,166 [0,000]	11,565 [0,000]

Nota: Os valores entre parênteses referem-se ao desvio padrão robusto e, entre colchetes, o p-valor, que representa a probabilidade de a estimativa ser zero; exceto para os coeficientes C3 e C6, para os quais a probabilidade da estimativa deve ser um. Todas estimativas incluem *dummies* anuais.

Tabela 3 – Variação anual do resíduo de Solow calculado, 1996-2007 (em %)

Setor da Indústria de Transformação	1996- 1998	1999- 2002	2003- 2007	1996- 2007
15 Fabricação de produtos alimentícios e bebidas	5,4	0,5	5,1	3,5
16 Fabricação de produtos do fumo	-2,3	17,2	3,5	7,2
17 Fabricação de produtos têxteis	-11,9	-1,5	-1,9	-3,7
18 Confeção de artigos do vestuário e acessórios	-3,7	-4,6	6,5	0,5
19 Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	-10,9	4,5	-6,5	-3,5
20 Fabricação de produtos de madeira	-15,3	10,8	-1,9	-0,2
21 Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	8,9	5,6	4,6	5,8
22 Edição, impressão e reprodução de gravações	9,6	-5,0	7,5	3,1
23 Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool	-1,8	7,1	2,8	3,5
24 Fabricação de produtos químicos	5,6	-3,7	7,3	2,8
25 Fabricação de artigos de borracha e plástico	3,7	-4,2	6,2	1,9
26 Fabricação de produtos de minerais não metálicos	11,3	4,9	2,5	4,9
27 Metalurgia básica	-2,3	1,8	0,2	0,3
28 Fabricação de produtos de metal – exceto máquinas e equipamentos	5,2	-1,3	4,8	2,6
29 Fabricação de máquinas e equipamentos	-10,8	4,4	2,0	0,4
30 Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	17,0	16,2	2,3	9,8
31 Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	6,4	-4,8	0,8	-0,3
32 Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações	-24,0	-3,4	-8,8	-9,9
33 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
34 Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	1,6	2,8	2,9	2,6
35 Fabricação de outros equipamentos de transporte	-0,7	2,7	-12,4	-5,0
36 Fabricação de móveis e indústrias diversas	0,1	-1,0	0,6	-0,1
37 Reciclagem	8,0	2,3	2,1	3,2
Média Ponderada pelo VTI	-0,3	1,9	3,1	2,0

Nota: Cálculo utilizando a equação (13) e considerando ausência de poder de mercado e escala de produção constante.

Fonte: Pesquisa Industrial Anual/IBGE.