

Abertura, concorrência, escala e produtividade da indústria brasileira, 1985-1997

Openness, competition, scale and productivity of Brazilian industry, 1985-1997

Rômulo Viana Clezar*

UFRGS, Brasil
romulo.clezar@gmail.com

Marcos Tadeu Caputi Lélis**

UNISINOS, Brasil
mlelis@unisinos.br

Roberto Camps de Moares

UNISINOS / UFRGS, Brasil
in memoriam

Resumo. O presente artigo visa estudar a produtividade da indústria de transformação brasileira e seu comportamento diante de dois importantes choques estruturais na economia no período de 1985 a 1997. Para tanto, apresenta-se um modelo que é capaz de medir a produtividade total de fatores sem o viés produzido pela presença de concorrência imperfeita e retornos não constantes de escala. A metodologia está baseada em uma análise empírica dos resultados encontrados através da aplicação deste modelo para a indústria e dezesseis de seus setores diante da abertura comercial de 1990 no Brasil. A análise realizada mostra que houve realmente uma elevação na medida de produtividade em importantes setores da indústria, porém as enormes dificuldades com os dados empíricos para a economia brasileira impedem um julgamento definitivo da eficiência do modelo quanto ao cálculo do poder de mercado e da escala de produção.

Palavras-chave: Abertura; produtividade; indústria.

Abstract. This article focuses on the behavior of productivity in the Brazilian manufacturing industry as it faced two major structural shocks during the period 1985 to 1997. To this end, it presents a model that is capable of measuring the total factor productivity without the biases produced by the presence of imperfect competition and non-constant returns to scale. The methodology is based on an empirical analysis of the results found by the application of this model to the industry and sixteen of its sectors before the trade liberalization of 1990 in Brazil. The analysis shows that there was actually an increase in the measure of productivity in important sectors of industry, but the enormous difficulties of the empirical data related to the Brazilian economy prevent a definitive judgment of the efficiency of the model on the calculation of market power and returns to scale.

Keywords: Liberalization; productivity; industry.

* Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Av. João Pessoa, 52, Centro, 90040-001, Porto Alegre, RS, Brasil.

** Universidade do Vale do Rio dos Sinos. Av. Nilo Peçanha, 1600, Boa Vista, 91330-002, Porto Alegre, RS, Brasil.

Introdução

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

O processo de liberalização comercial no Brasil tem início justamente no final daquela que se define como a “década perdida”. Franco (1998) endereça como causa para este fato a perda de dinamismo verificado pelo processo de substituição de importações, retratadas, de acordo com o autor, em estruturas de mercado cada vez menos contestáveis; argumenta que os ganhos de produtividade, quando verificados, estiveram estreitamente relacionados aos incrementos no estoque de capital, sem guardar maior vínculo com a elevação da eficiência. “Doses maiores das políticas comercial e industrial habituais pareciam apenas acentuar a ineficiência estrutural, deteriorar a competitividade e ratificar a estagnação da taxa de crescimento da produtividade” (FRANCO, 1998, p. 127-128).

Neste trabalho, tenta-se, justamente, identificar e medir o impacto que a abertura comercial gerou sobre a produtividade da indústria de transformação brasileira. Para tanto, serão considerados os efeitos que as economias de escala e concorrência imperfeita – que, acredita-se, sejam características do setor industrial brasileiro, dado que o seu crescimento esteve frequentemente condicionado às políticas comerciais de proteção, intencionais ou não – podem acarretar sobre a medida de produtividade.

O presente trabalho é composto por cinco seções além desta introdução e da conclusão. Na segunda, busca-se entender a base teórica que relaciona as economias de escala e a concorrência

imperfeita no cálculo da produtividade. Na seção seguinte descreve-se o modelo para o cálculo da produtividade; parte-se do modelo clássico, com concorrência perfeita e retornos de escala constantes, estimado por Solow (1957) e analisam-se os avanços empregados recentemente na teoria que visam abandonar esses pressupostos. Na sequência expõem-se os dados empíricos requeridos pelo modelo e suas possíveis limitações para o cálculo da produtividade no âmbito da indústria de transformação brasileira no período de 1985 a 1997. Na quinta seção, o modelo econométrico é especificado a fim de ajustar a evolução da produtividade não somente às economias de escala e à concorrência imperfeita, mas também à inclusão de duas variáveis *dummies* que visam captar os efeitos que a abertura comercial e o Plano Real podem ter causado sobre a medida de produtividade. Na sexta seção realiza-se uma discussão a respeito dos dados obtidos através do modelo econométrico elaborado na seção anterior. Será analisada a evolução da produtividade da indústria de transformação brasileira no período estudado e se os resultados condizem com os teoricamente esperados, ou seja, se observam realmente um incremento na produtividade, uma redução do *markup* e retornos crescentes de escala da indústria após o processo de abertura comercial brasileiro ocorrido nos primeiros anos da década de 1990; além de uma análise do comportamento destas três variáveis após 1994.

Com isso, pretende-se determinar se a consideração das economias de escala, concorrência imperfeita e abertura comercial realmente levam a melhores resultados para a estimação da taxa de produtividade na indústria e se a inclusão das duas primeiras variáveis no modelo é capaz de corrigir o viés que se presume ser ocasionado pelas suas omissões.

Abertura comercial e ganhos de produtividade

A ideia de que o comércio internacional aumenta a concorrência interna enquanto a proteção, ao contrário, cria monopólios domésticos é, segundo Helpman e Krugman (1989, p. 27), o *insight* mais antigo nesta área. Não obstante, tal ideia nunca foi consenso entre as diversas

correntes teóricas; o protecionismo, para algumas, é a melhor maneira, quando não a única, de promover a indústria doméstica e, dessa forma, elevar a riqueza nacional. Nesta seção estudam-se duas hipóteses que postulam que o livre comércio é a melhor maneira de promover o crescimento econômico. O argumento básico em ambas consiste, basicamente, em que a mudança da estrutura de concorrência implica uma elevação da produtividade.

Segundo a teoria das vantagens comparativas, cada país deveria especializar-se naquelas produções que apresentassem vantagens comparativas de custo. Assim, argumenta-se a favor do fim do protecionismo comercial com a hipótese de que a proteção é custosa porque os recursos não são alocados nas áreas onde o país possui vantagem comparativa (HARRISON, 1994, p. 53).

Helpman e Krugman (1985, p. 53-55) exemplificam que se a produção de determinado país se resumisse a dois produtos, um em que os retornos de escala são constantes e outro em que são crescentes, e se ele estivesse fechado ao comércio internacional, haveria uma perda de produtividade devido à necessidade de produzir o primeiro; e, portanto, seriam verificados ganhos de produtividade para este país se ele dedicasse seus recursos na produção daquele bem em que possui retornos crescentes, o que somente é possível através do livre comércio.

Em mercados protegidos, dominados por poucas firmas domésticas, a reforma comercial causa incrementos na competição (HARRISON, 1994, p. 53). Então, aqui reside a hipótese da disciplina de mercado dada pelas importações: quando enfrentam competição internacional intensiva, as indústrias domésticas, que tem lucros derivados do oligopólio em mercados domésticos protegidos, são forçadas a comportar-se de forma mais competitiva devido à redução no seu *markup* (LEVINSOHN, 1993, p. 2).

A hipótese de disciplina de mercado dada pelas importações está totalmente de acordo com a teoria da “estrutura-conduta-desempenho”, que remete à maior contestabilidade proporcionada pela concorrência como a força motora para a eficiência econômica, ela força os agentes a alocarem os recursos escassos em atividades mais produtivas sob a pena de serem expulsos do meio produtivo

pela concorrência. Destarte, acredita-se que quanto maior a parcela das importações nas vendas domésticas, menores são as influências dos produtores domésticos sobre as taxas de lucros.

Supõe-se, portanto, que um aumento no tamanho do mercado permite a cada empresa aumentar a escala de produção. O processo de abertura comercial à competição estrangeira é, geralmente, acompanhado de uma elevação do número de empresas no mercado, o que proporciona uma maior quantidade e variedade de produtos, e induz a uma alteração no padrão de concorrência, baseado, a partir de então, em direção a uma maior disputa via preços.

Por outro lado, os desenvolvimentos recentes na teoria do crescimento econômico, que incorporam as economias de escala e a concorrência imperfeita, sugerem que o crescimento econômico pode ser mantido indefinidamente através do conhecimento e de suas externalidades. Logo, movimentos em direção ao mercado livre podem gerar ganhos permanentes nas taxas de crescimento junto à aceleração na taxa de progresso tecnológico (GROSSMAN; HELPMAN, 1990, p. 86).

Os modelos que chegam a esta conclusão dão uma grande importância à acumulação de conhecimentos como o motor do crescimento econômico. Grossman e Helpman (1990, p. 89) incorporam os conhecimentos no modelo ao considerar que a economia é formada por dois setores produtivos: o de ideias e de bens finais. No primeiro setor os investimentos são feitos em P&D e, por isso, verifica-se nesse setor a presença de economias de escala, que implicam concorrência imperfeita.

As economias de escala presentes no setor de P&D e a livre concorrência são relacionados na seguinte citação:

[...] o modelo apresenta um efeito de escala em níveis: uma economia mundial maior será mais rica. Esse efeito de escala decorre, fundamentalmente, da não-rivalidade das ideias: uma economia maior oferece um mercado maior para uma ideia, aumentando o retorno à pesquisa (um efeito demanda). Além disso, uma economia mundial mais populosa tem, simplesmente, mais criadores de ideias em potencial (um efeito de oferta) (JONES, 2000, p. 92).

Assim, caso o governo aplique uma política de proteção para o setor que compete via investimentos em P&D, será verificada uma elevação nos custos deste setor devido a menor disponibilidade de recursos, que neste caso são os fluxos de ideias. Na seção seguinte busca-se especificar um modelo que permita estimar os ganhos de produtividade na presença de economias de escala e concorrência imperfeita.

Mensuração da produtividade

A presente seção busca apresentar os desenvolvimentos realizados com o propósito de considerar a hipótese de concorrência imperfeita e economias não constantes de escala para o cálculo da produtividade sugerido originalmente por Solow (1957) para o caso de concorrência perfeita e retornos constantes. Hall (1988) acredita que, durante o ciclo econômico, o movimento no produto superior aos custos marginais seria uma evidência do poder de mercado das firmas. Adicionalmente, para Domowitz, Hubbard e Petersen (1988) a estrutura de concorrência não permanece constante ao longo do ciclo econômico. Assim, segue-se o passo de Harrison (1994), que testou a mudança da estrutura de concorrência, no modelo de Hall (1988), para a indústria da Costa do Marfim à época do processo de abertura comercial¹.

Uma forma especial de representação da função de produção da firma i na indústria j no tempo t é a seguinte:

$$Y_{ijt} = A_{jt} f_{it}(L_{ijt}, K_{ijt}) \quad (1)$$

Na equação (1), o produto da firma i na indústria j no tempo t , Y_{ijt} , é dado pela utilização dos insumos trabalho, L_{ijt} , e capital, K_{ijt} ; A_{jt} é um índice do progresso técnico neutro de Hicks, específico do setor industrial, que, de acordo com Solow (1957, p. 312), mensura o efeito dos ganhos de produtividade ao longo do tempo; f_{it} é um parâmetro que indica as diferenças de tecnologia entre as firmas.

A equação anterior estabelece a hipótese de que o progresso técnico é neutro no sentido de Hicks, o que implica que variações no nível de produtividade incidem igualmente sobre os insumos capital e trabalho, sem alterar suas posições relativas dentro da função de produção. Logo, a razão das participações relativas dos fatores capital e trabalho, rK/wL , tende a permanecer constante (JONES, 1979, p. 177).

Com o propósito de mostrar o efeito da mudança em cada variável, se diferencia totalmente a equação (1) e se divide o resultado pelo produto da i -ésima firma, Y_{ijt} , obtendo-se:

$$\frac{dY_{ijt}}{Y_{ijt}} = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} + \frac{\partial Y_{ijt}}{\partial L_{ijt}} \frac{dL_{ijt}}{Y_{ijt}} + \frac{\partial Y_{ijt}}{\partial K_{ijt}} \frac{dK_{ijt}}{Y_{ijt}} \quad (2)$$

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

$$\text{Maximizar}_{Y_{ijt}} \prod_i(Y_{ijt}) = P(Y_{jt})Y_{ijt} - C_i(Y_{ijt}) \quad (3)$$

$$C_i(Y_{ijt}) = w_{jt}L_{ijt} + r_{jt}K_{ijt} \quad (4)$$

Derivando-se (4) em relação ao produto, Y_{jt} , as condições de primeira ordem do problema de maximização dos lucros de cada firma, equação (3), geram, como resultado, que a derivada parcial de cada fator pode ser representada da seguinte maneira:

$$\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial L_{ijt}} = \frac{w_{jt}}{P(Y_{jt}) \left[1 + \frac{\partial P(Y_{jt})}{\partial Y_{jt}} \frac{Y_{jt}}{P(Y_{jt})} \right]} = \frac{w_{jt}}{P(Y_{jt}) \left[1 + \frac{s_{jt}}{e_{jt}} \right]} \quad (5)$$

e

principalmente, em Ferreira e Guillén (2004, p. 510-513). Apesar de seguir os cálculos desenvolvidos nos trabalhos citados, a interpretação de determinados termos diferem daquelas encontradas na literatura.

¹ Feenstra (2004, p. 338-343) apresenta uma breve revisão da literatura e do modelo de mensuração da produtividade com poder de mercado e economias de escala. Em português, este modelo pode ser encontrado em Hidalgo (2002, p. 82-85) e,

$$\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial K_{ijt}} = \frac{r_{jt}}{P(Y_{jt})} \frac{1}{\left[1 + \frac{\partial P(Y_{jt})}{\partial Y_{ijt}} \frac{Y_{ijt}}{P(Y_{jt})}\right]} = \frac{r_{jt}}{P(Y_{jt})} \frac{1}{\left[1 + \frac{S_{ijt}}{e_{jt}}\right]} \quad (6)$$

$$S_{ijt} = \frac{Y_{ijt}}{Y_{jt}}$$

Onde S_{ijt} é a participação da *i*-ésima firma no produto do setor *j*; e $e_{jt} = \left(\left(\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial P(Y_{jt})} \right) \left(\frac{P(Y_{jt})}{Y_{jt}} \right) \right)$ é a elasticidade preço da demanda do setor *j*.

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

$$\frac{1}{\left[1 + \frac{S_{ijt}}{e_{jt}}\right]} = \frac{P_{ijt}}{CM_{ijt}} = \mu_{ijt} \quad (7)$$

Então, se a *i*-ésima firma se comporta de maneira não perfeitamente competitiva, o fator de *markup*, μ_{ijt} , indica enquanto o seu produto marginal excede o custo adicional com fatores. Destarte, quanto maior a participação da empresa no mercado e quanto menor a elasticidade da demanda, maior tende a ser o hiato entre o preço e o custo marginal e, de modo equivalente, maior o *markup*. Se se substitui (7) em (5) e (6) obtém-se,

$$\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial L_{ijt}} = \frac{w_{jt}}{P(Y_{jt})} \mu_{ijt} \quad (8)$$

e

$$\frac{\partial Y_{ijt}}{\partial K_{ijt}} = \frac{r_{jt}}{P(Y_{jt})} \mu_{ijt} \quad (9)$$

Por conseguinte, pode-se dizer que os coeficientes $\partial Y_{ijt} / \partial L_{ijt}$ e $\partial Y_{ijt} / \partial K_{ijt}$ na equação (2) indicam que as empresas que detém poder de mercado não igualam o produto marginal ao preço do fator de produção. Logo, se se substitui (8) e (9) na equação (2), tem-se,

$$\frac{dY_{ijt}}{Y_{ijt}} = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{jt}}{f_{jt}} + \mu_{ijt} \left[\frac{w_{jt} L_{ijt}}{P(Y_{jt}) Y_{ijt}} \frac{dL_{ijt}}{L_{ijt}} + \frac{r_{jt} K_{ijt}}{P(Y_{jt}) Y_{ijt}} \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}} \right] \quad (10)$$

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

$$\frac{dY_{ijt}}{Y_{ijt}} = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{jt}}{f_{jt}} + \mu_{ijt} \left[\alpha_L \frac{dL_{ijt}}{L_{ijt}} + \alpha_K \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}} \right] \quad (11)$$

Hall (1988, p. 926), diz que a equação (11) não pode ser diretamente utilizada em estudos empíricos porque a parcela do capital, α_K , não é uma variável observada no caso da indústria norte americana. Harrison (1994, p. 56) explica a sugestão de Hall (1988) para eliminar o coeficiente α_K é considerar que, em (11), $\mu(\alpha_L + \alpha_K)$ representa o fator de escala da tecnologia. De acordo com a função de produção do tipo Cobb-Douglas $Y = A f L^a K^b$, com $a + b = \beta$, onde β é o parâmetro de escala; pode-se, portanto, estabelecer as seguintes relações:

$$a = \frac{dY}{dL} \frac{L}{Y}$$

e

$$b = \frac{dY}{dK} \frac{K}{Y}$$

Assim,

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

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

$$\alpha_K = \frac{\beta}{\mu} - \alpha_L \quad (12)$$

Assim, sob concorrência perfeita e retornos constantes de escala, a participação do capital é igual à diferença entre a participação do trabalho e a unidade. Substituindo-se α_K na equação (11) pelo seu correspondente, equação (12), obtém-se:

$$\frac{dY_{ijt}}{Y_{ijt}} = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{jt}}{f_{jt}} + \mu_{ijt} \left(\alpha_L \frac{dL_{ijt}}{L_{ijt}} + \frac{\beta_{ijt}}{\mu_{ijt}} - \alpha_L \frac{dK_{ijt}}{K_{ijt}} \right)$$

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

ou

$$dy_{ijt} = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} + \mu_{ijt}dl_{ijt} + \beta_{ijt}dk_{ijt} \quad (13)$$

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

Dessa forma, a produtividade total dos fatores pode ser encontrada através da seguinte diferença:

$$dy_{ijt} - \mu_{ijt}dl_{ijt} - \beta_{ijt}dk_{ijt} = \phi = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \frac{df_{it}}{f_{it}} \quad (14)$$

Harrison (1994, p. 56) chama ϕ de produtividade observada; que é a soma da verdadeira medida de produtividade do setor, dA/A , e o efeito específico da firma, df/f , que, a partir de agora, considera-se igual a zero, uma vez que se pretende mostrar os resultados em nível de setores.

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

$$dy_{jt} - dl_{jt} - dk_{jt} = \phi = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} \quad (15)$$

No entanto, se se considera que há concorrência perfeita, quando, na verdade, a taxa de *markup* e/ou o estimador de economias de escala divergem de um, o modelo pode gerar um viés na verdadeira medida de produtividade, (dA_{jt}/A_{jt}) . Subtraindo-se dl_{ijt} e dk_{ijt} em ambos os lados da equação (13), tem-se:

$$dy_{jt} - dl_{jt} - dk_{jt} = \phi = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + [\mu - 1]_{jt}dl_{jt} + [\beta - 1]_{jt}dk_{jt} \quad (16)$$

Dessa forma, ao considerar-se $\mu_{ijt} \neq 1$, mas $\beta = 1$, tem-se mais um termo, $([\mu - 1]_{ijt}dl_{ijt})$, do lado direito da equação (17) que gera um viés na estimativa de produtividade tradicional.

$$dy_{jt} - dl_{jt} - dk_{jt} = \phi = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + [\mu_{jt} - 1]dl_{jt} \quad (17)$$

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

Além disso, a não consideração do fator de *markup* pode levar a uma má estimativa no cálculo da produtividade caso haja uma mudança naquela variável ao longo do tempo, o que impede a comparação direta entre os níveis de produtividade referentes aos períodos anterior e subsequente a um processo de abertura comercial.

De outro modo, ao manter-se concorrência perfeita, $\mu = 1$, mas retornos não constantes, $\beta \neq 1$, na equação (16), tem-se:

$$dy_{jt} - dl_{jt} - dk_{jt} = \phi = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + [\beta - 1]_{jt}dk_{jt} \quad (18)$$

Aqui, a produtividade observada é o resultado da soma de (dA/A) mais os ganhos de produtividade devidos ao aproveitamento das economias de escala. A direção e o tamanho do viés na medida dependem, neste caso, dos comportamentos tanto do coeficiente que mede as economias de escala como do estoque de capital. Dessa forma, caso sejam verificados retornos decrescentes de escala, a produtividade observada, ϕ , será igual à verdadeira medida de produtividade, dA/A , menos a perda de eficiência quando a firma expande a produção. No entanto,

[...] When observed productivity, ϕ , differs from the exogenous productivity term, dA/A , due to scale effects, one could argue that this difference is not necessarily due to 'bias'. In this case, observed

productivity growth reflects both changes in Hicks-neutral technical progress and the impact of scale effects on economic efficiency (HARRISON, 1994, p. 58).

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

Na seção seguinte, analisam-se os aspectos econométricos envolvidos na estimação da equação (13) a fim de obter estimativas consistentes e não viesadas. Porém, antes disso é necessário analisar o comportamento dos dados empíricos utilizados no modelo, a fim de verificar as possíveis quebras estruturais presentes no período considerado; essa é a tarefa executada na próxima seção.

Dados empíricos

Para estimar a relação proposta pela equação (13) se utilizam dados de produção industrial,

participação da mão-de-obra no produto, nível de emprego e estoque de capital utilizado para dezesseis setores da indústria de transformação brasileira para o período de 1985 a 1997. Além de discutir possíveis problemas metodológicos dos dados, estuda-se o comportamento das variáveis em cinco anos selecionados: 1985, o primeiro ano da amostra; 1990, que é considerado, para fins estatísticos, como o ano da abertura comercial (e por isso é o ano base); 1992; 1994, ano do Plano Real; e 1997, o último ano da amostra.

Produção industrial

Os dados primários referentes à produção de cada setor provêm do indicador de Produção Física Industrial (sem ajuste sazonal) da Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física (PIM-PF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados foram anualizados de acordo com a média aritmética dos índices mensais; sendo que 1990 é o ano-base (1990 = 100)².

Os dados da Tabela 1 indicam que há um crescimento de 5% na média da produção dos setores industriais entre 1985 e 1990; 8% entre 1990 e 1994; e 10% entre 1994 e 1997. Esses dados indicam que há uma elevação na taxa de crescimento após a abertura de 1990, sendo verificada também uma elevação da produção no período posterior ao Plano Real.

² Note-se que o cálculo da produtividade quando os insumos materiais não estão disponíveis exige o uso do valor adicionado em vez da produção. No entanto, Sabóia e Carvalho (1997, p. 22) salientam que as dificuldades envolvidas na mensuração do valor adicionado implicam assumir que o valor deste pode ser

aproximado pela produção física; o que torna necessário admitir que ao longo do tempo os preços relativos, a organização industrial e a qualidade dos produtos têm permanecido constantes. Dessa forma, o processo de terceirização e a substituição de insumos nacionais por importados poderiam distorcer o verdadeiro valor adicionado.

Tabela 1. Nível de produção por setor – 1985/1992/1994/1997.**Table 1.** Production level by sector - 1985/1992/1994/1997.

Setores Industriais	Ano			
	1985	1992	1994	1997
Produção Física da Indústria de Transformação	98.93	93.66	109.14	116.32
Transformação de Produtos Minerais Não-Metálicos	94.17	92.92	100.46	119.39
Metalurgia	100.18	93.67	111.16	117.58
Mecânica	98.78	81.22	115.40	102.96
Material Elétrico e de Comunicações	87.45	81.61	110.92	130.75
Material de Transporte	110.89	97.62	133.74	153.49
Papel e Papelão	89.64	104.55	112.65	119.79
Borracha	88.71	98.68	112.15	115.87
Química	105.06	91.91	102.20	112.22
Produtos Farmacêuticos e Veterinários	98.03	86.61	94.92	114.19
Perfumaria, Sabões e Velas	76.58	106.37	113.83	131.24
Produtos de Materiais Plásticos	97.56	88.44	99.20	125.57
Têxtil	104.50	98.19	101.45	84.20
Vestuário, Calçados e Artefatos de Tecidos	126.31	80.14	86.74	73.50
Alimentos	92.66	103.51	106.39	121.84
Bebidas	69.97	98.37	118.05	133.28
Fumo	87.05	126.32	112.38	146.65
Média	95.47	95.63	108.23	118.91
Desvio-Padrão	13.26	11.63	10.84	20.20

Fonte: IBGE. Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física.

Nota: (1) Dados sem ajuste sazonal. (2) Dados originais transformados em número-índice; ano-base: 1990 (=100).

Quando se divide o período total entre os anos anteriores à abertura, 1985 e 1990, e posteriores (1990 e 1997), verifica-se que a produção de cada setor apresenta um comportamento diferente. As maiores inversões na taxa de crescimento foram dos setores de material de transporte (de -10% no primeiro período para +54% no segundo) e química (de -5% para +12%). Outros setores que apresentam uma elevação significativa na taxa de crescimento da produção são os de fumo (de +15% para +47%), materiais plásticos (de +3% para +26%), metalúrgica (de 0% para +18%) e material elétrico (de +15% para +31%). Os setores de vestuário e calçados (de -21% para -27%), têxtil (de -4% para -16%) e bebidas (de +43% para +33%), ao contrário dos demais, tiveram uma redução da produção quando se compara os dois períodos.

Se se subdivide o período posterior à abertura de 1990 observa-se, no entanto, que a produção de alguns setores tem um comportamento não uniforme antes e depois de 1994. Entre os setores que apresentaram uma elevação da taxa de crescimento no período pós-Real destacam-se os de materiais plásticos (de -1% para +27%), produtos farmacêuticos (de -5% para +20%),

minerais não-metálicos (de +1% para +19%) e fumo (de +12% para +31%). Já os setores de mecânica (de +15% para -11%), têxtil (de +2% para -17%) e material de transporte (de +38% para +15%) foram aqueles que tiveram uma redução mais acentuada na taxa de crescimento da produção.

Participação da mão-de-obra no produto industrial

Neste trabalho, adotam-se os valores propostos por Ferreira e Guillén (2004, p. 516-517), que calculam os diferentes pesos da mão-de-obra para cada setor da indústria de transformação. Para tanto, os autores estimam a participação da mão de obra em cada setor como a razão da soma das remunerações totais mais os rendimentos de autônomos e o valor adicionado a custos de fatores. Os dados primários foram obtidos junto a matriz de insumo-produto, disponibilizada pelo IBGE para o ano de 1985 e para o período 1990-1996. Para cada ano em que existe a informação, calcula-se a média aritmética dos resultados anuais obtidos para cada setor. Dessa forma, os valores da

participação do trabalho no produto se encontram na Tabela 2.

Tabela 2. Participação da mão-de-obra por setor industrial – 1985-1997.

Table 2. Labor Participation by industrial sector - 1985-1997.

Setores Industriais	Participação da mão-de-obra
Transformação de Produtos Minerais Não-Metálicos	0.315
Metalurgia	0.409
Mecânica	0.491
Material Elétrico e de Comunicações	0.318
Material de Transporte	0.296
Papel e Papelão	0.554
Borracha	0.269
Química	0.218
Produtos Farmacêuticos e Veterinários	0.338
Perfumaria, Sabões e Velas	0.492
Produtos de Materiais Plásticos	0.367
Têxtil	0.296
Vestuário, Calçados e Artefatos de Tecidos	0.734
Alimentos	0.335
Bebidas	0.425
Fumo	0.492
Média	0.397
Desvio-Padrão	0.131

Fonte: Ferreira e Guillén (2004, p. 519).

Nota-se que a média aritmética de 0,397 para a participação do trabalho nestes dezesseis setores indica que atribuir um valor de 0,40 não representa um absurdo quando tratado o setor da indústria de transformação como um todo. No entanto, o desvio-padrão de 0,131 pode distorcer das estimativas de produtividade, poder de mercado e escala quando analisados os setores individualmente.

Emprego industrial

Quanto ao insumo trabalho, a série mais utilizada é a evolução do nível de pessoal ocupado

na indústria de transformação da Pesquisa Industrial Mensal – Dados Gerais (PIM-DG). O tratamento dos dados seguiu a mesma metodologia da produção industrial.

Observa-se na Tabela 3 que, na média, o nível de emprego industrial subiu 8% entre 1985 e 1990, ano da abertura; -18% deste último ano até 1994; e -14% entre o ano do Plano Real e 1997. Ou seja, antes do processo de abertura os setores da indústria houve um aumento no nível de emprego mão-de-obra; no período subsequente, ao contrário, houve uma abrupta redução deste indicador.

Tabela 3. Nível de emprego por setor– 1985/1992/1994/1997.**Table 3.** Employment level by sector - 1985/1992/1994/1997.

Setores Industriais	Ano			
	1985	1992	1994	1997
Pessoal Ocupado Indústria de Transformação	95.60	83.07	79.91	65.68
Transformação de Produtos Minerais Não-Metálicos	89.22	88.25	77.15	65.91
Metalurgia	93.71	81.21	78.83	70.67
Mecânica	99.11	82.99	82.85	61.14
Material Elétrico e de Comunicações	92.81	72.91	70.86	64.27
Material de Transporte	87.73	86.14	90.16	73.93
Papel e Papelão	90.30	87.56	79.06	70.22
Borracha	85.80	94.89	94.61	64.84
Química	103.20	84.96	76.94	66.05
Produtos Farmacêuticos e Veterinários	88.74	100.79	96.68	96.69
Perfumaria, Sabões e Velas	80.34	91.11	87.76	92.48
Produtos de Materiais Plásticos	81.08	78.18	83.73	70.59
Têxtil	85.30	76.28	72.72	49.05
Vestuário, Calçados e Artefatos de Tecidos	119.49	73.27	73.77	47.65
Alimentos	90.12	92.55	81.92	76.37
Bebidas	83.52	93.57	80.78	76.42
Fumo	110.77	108.50	77.35	81.09
Média	92.58	87.07	81.57	70.46
Desvio-Padrão	10.76	9.80	7.50	13.02

Fonte: IBGE. Pesquisa Industrial Mensal – Dados Gerais.

Nota: (1) Dados sem ajuste sazonal. (2) Dados originais transformados em número-índice; ano-base: 1990 (=100).

No período total da amostra, somente os setores produtos de farmacêuticos (+9%) e perfumaria (+15%) apresentaram uma elevação no nível de pessoal ocupado. Apesar de ter tido um crescimento do emprego acima de média nestes setores no período anterior a abertura, o fator determinante deste comportamento diferente se encontra no período posterior a 1990, quando estes foram os que menos desempregaram mão-de-obra. Os setores de vestuário e calçados (-60%), têxtil (-43%), mecânica (-38%) e química (-36%), ao contrário, foram aqueles setores que tiveram uma maior redução de pessoal ocupado.

Estoque de capital da indústria

Em um trabalho que busca calcular a produtividade total de fatores o maior problema consiste, sem dúvida, na dificuldade e, por consequência, na escassez de estimativas para o estoque de capital da indústria de transformação e seus setores. Alguns autores, 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 de que as duas variáveis apresentam um comportamento semelhante no longo prazo.

O presente trabalho, de outro modo, utiliza os mesmos dados que Ferreira e Guillén (2004)³ para o estoque de capital. As estimativas destes autores consistem na aplicação do método do estoque perpétuo. Assim, o estoque de capital do setor no período “ $t + 1$ ” é igual ao estoque de capital no período t menos a taxa de depreciação (constante e igual a 9%) e mais o investimento verificado no período no setor. O estoque de capital inicial foi calculado de acordo com a aproximação $K_0 = I_0 / (g_j + \delta)$, onde g_j é a taxa de crescimento do investimento no período; δ é a taxa de depreciação; e I é o investimento inicial (FERREIRA; GUILLÉN, 2004, p. 515).

³ Os autores são gratos a Pedro Calvalcanti Ferreira, da EPGE da FGV/RJ, por fornecer esta série de dados.

A propósito, a taxa de investimento foi calculada através da razão entre o valor total das compras de máquinas e equipamentos (MT) feitas do setor (obtidas junto a tabulações especiais da Pesquisa Industrial Anual – PIA) e a receita líquida de vendas (RLV) do setor, que é “[...] a receita bruta deduzida dos impostos sobre as vendas, das vendas canceladas, descontos e fretes pagos a terceiros para a entrega dos produtos [...]” (FERREIRA; GUILLÉN, 2004, p. 514). Os estoques de capital para cada setor, assim obtidos, foram deflacionados pelos seus respectivos índices de preços fornecidos pela FVG, 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 disponibilizada pela FGV-Dados.

O nível médio de estoque de capital utilizado pelos setores da indústria de transformação apresenta crescimento em todos os anos estudados. Entre 1985 e 1990 ocorre a maior variação (+9%), tendo deste último ano até 1994 crescido mais 11% e, de 1994 a 1997 mais 9%.

Tabela 4. Estoque de capital utilizado por setor – 1985/1992/1994/1997.

Table 4. Capital stock used by sector - 1985/1992/1994/1997.

Setores Industriais	Ano			
	1985	1992	1994	1997
Transformação de Produtos Minerais Não-Metálicos	102.81	99.52	112.95	136.59
Metalurgia	129.82	104.64	115.00	100.24
Mecânica	123.47	71.88	97.71	96.44
Material Elétrico e de Comunicações	87.86	82.01	106.35	130.71
Material de Transporte	79.56	117.82	166.31	193.06
Papel e Papelão	68.39	112.83	116.88	122.77
Borracha	83.24	85.70	113.20	132.35
Química	72.62	98.92	102.78	91.40
Produtos Farmacêuticos e Veterinários	98.12	95.92	81.55	123.42
Perfumaria, Sabões e Velas	104.40	73.80	118.22	115.48
Produtos de Materiais Plásticos	81.88	79.64	114.86	148.57
Têxtil	106.61	73.13	86.08	80.07
Vestuário, Calçados e Artefatos de Tecidos	98.42	78.86	98.00	107.30
Alimentos	90.28	94.37	104.86	107.85
Bebidas	70.14	96.43	124.62	123.56
Fumo	66.10	107.36	117.45	133.07
Média	91.48	92.05	111.05	121.43
Desvio-Padrão	19.00	14.60	18.93	26.52

Fontes: Estoque de capital, cedidas por Pedro Cavalcanti Ferreira; Utilização da Capacidade Instalada, Fundação Getúlio Vargas (FGV-Dados); Energia Elétrica, Eletrobrás.

Nota: Dados originais transformados em número-índice; ano-base: 1990 (=100).

Os únicos setores que apresentaram uma redução do capital utilizado, durante todo período estudado, foram os de metalúrgica (-23%), têxtil (-25%), e mecânica (-22%). Entre os setores que se destacam em relação à variação média em todo período incluem-se materiais plásticos (+82%), fumo (+101%) e material de transporte (+143%). Entretanto, assim como as demais variáveis, não houve uma tendência constante ao longo do período considerado.

Modelo econométrico

Para estimar a produtividade, o *markup* e as economias de escala será utilizado um método estatístico baseado sobre dados agrupados. A amostra é composta de informações sobre dezesseis setores da indústria entre o período de 1985 e 1997, que resultam em 192 (16×12) observações.

Na segunda seção deste artigo obteve-se a equação (13) que além de permitir o cálculo da

produtividade total dos fatores fornece estimativas de *markup* e economias de escala. O modelo matemático que a equação (13) representa serve como base para o modelo econométrico que será utilizado para testar as hipóteses teóricas estabelecidas neste trabalho. O que diferencia o segundo do primeiro é a consideração de um termo de erro, a fim de lidar com a possibilidade de que a relação estabelecida pelo modelo não seja exata. Além disso, como são utilizados dados agregados de setores industriais o termo específico de firma, df_{it}/f_{it} , é igual a zero, ou seja, o efeito específico da firma é nulo e os demais estimadores diferem apenas entre os setores da indústria de transformação. Assim, tem-se o seguinte modelo econométrico:

$$dy_{jt} = \frac{dA_{jt}}{A_{jt}} + \mu_{jt}dl_{jt} + \beta_{jt}dk_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (18)$$

Sendo que $\varepsilon_{jt} \sim N(0, \sigma^2)$. Ou seja, espera-se que o termo de erro siga uma distribuição normal, com média zero e variância constante. No entanto, quando se trabalha com dados em painel pode ser conveniente, para obter estimadores consistentes e eficientes, dividir o termo de erro, ε_{jt} , em duas partes específicas: efeito do indivíduo e efeito da regressão. Ou seja,

$$\varepsilon_{jt} = \alpha_j + \alpha_t + v_{jt}$$

A primeira parte do lado direito da equação anterior varia conforme o setor, α_j , e a segunda ao longo do tempo α_t ; enquanto a terceira tem um comportamento independente dos setores e do tempo.

A disposição dos dados em painel exige que, antes de qualquer estimativa, duas questões básicas sejam respondidas: se os efeitos são fixos ou aleatórios e se estes efeitos estão presentes nas unidades seccionais ou no período de tempo. Uma forma de obter a decisão entre um modelo de efeitos fixos ou aleatórios está baseada na correlação entre os efeitos dos indivíduos ou do

tempo e uma ou mais variáveis explicativas (JOHNSTON; DINARDO, 2001, p. 423-424).

Entretanto, a escolha por considerar, neste trabalho, os efeitos não observados como fixos se deve ao fato de amostra ser composta de um número específico de setores; e o estudo compreende o comportamento deste conjunto ao longo do período delimitado. Para Wooldridge (2006, p. 445), portanto, quando as observações partem de extrações não aleatórias, como neste caso, é recomendado utilizar o método de efeitos fixos, já que pode ser útil estimar o efeito não observado para cada setor, α_j , ou diferente tempo, α_t .

Em um modelo de efeitos fixos, o efeito específico do indivíduo, constante no tempo ou na unidade seccional, deve estar correlacionado com uma ou mais variáveis explicativas. O método de efeitos fixos consiste na utilização deste efeito, α_j e/ou α_t , como uma variável explicativa adicional (JOHNSTON; DINARDO, 2001, p. 428).

Finalmente, como se optou pela metodologia de efeitos fixos resta definir se seu emprego será utilizado nos setores e/ou ao longo do tempo. Esta escolha será baseada em um teste que será feito na oportunidade propícia; cabe agora analisar a diferença entre as abordagens. Na primeira alternativa, considera-se, na situação do presente trabalho, que o nível de produtividade pode diferir entre os setores; assim, se o efeito não observado é estatisticamente igual entre eles, pode-se estimar um intercepto comum para o conjunto, o que indica que o nível de produtividade tem o mesmo comportamento para os setores.

Por seu turno, a regressão com efeitos fixos temporais visa controlar a resposta de cada setor diante da mudança ao longo do tempo de determinada variável omitida. Como visto no primeiro capítulo, a não consideração do processo de abertura comercial de 1990 e o Plano Real de 1994 poderiam causar um viés na taxa de produtividade. Diante disso, espera-se que os testes mostrem que houve realmente uma

⁴ Na verdade, o Teste de Hausman é aquele geralmente utilizado para a decisão formal entre o modelo de efeitos fixos ou aleatórios; ele estabelece o estimador de efeitos aleatórios como correto e testa a diferença estatística deste em relação ao de efeitos fixos; assim, se há uma significativa diferença, há

também prova estatística de que existe, ou não, correlação entre os efeitos não observados da unidade seccional e uma ou mais variáveis explicativas (WOOLDRIDGE, 2006, p. 445). Johnston e DiNardo (2001, p. 438), no entanto, ponderam que o Teste de Hausman é apenas um indicador, que pode não ser preciso em determinadas situações.

mudança significativa na constante ao longo do período analisado.

Assim, pode-se dizer que o modelo a ser estimado toma a seguinte forma para o caso de efeitos fixos setoriais e/ou temporais:

$$dy_{jt} = C_0 + C_3 dl_{jt} + C_4 dl_{jt} Da + C_5 dl_{jt} Dr + C_6 dk_{jt} + C_7 dk_{jt} Da + C_8 dk_{jt} Dr + \alpha_j + \alpha_t + v_{jt} \quad (19)$$

Neste modelo econométrico há a inclusão das variáveis *dummies* Da e Dr , que visam estimar se a abertura comercial e/ou Plano Real representaram uma mudança de nível, no caso da produtividade, ou de comportamento, no poder de mercado e na escala de produção, nos setores industriais. Da assume valor zero para antes de 1990 e um para depois; Dr , por sua vez, zero até 1993 e um para o período subsequente.

O coeficiente C_0 pode ser interpretado como o nível da produtividade no setor j para o período anterior a abertura comercial de 1990. O estimador do nível de produtividade é a constante do modelo, C_0 . Se o teste indicar que os efeitos não observados diferem entre os setores, cada um terá sua própria estimativa para esse coeficiente. Por outro lado, quando se tem somente efeitos fixos temporais, o coeficiente C_0 indica o nível de produtividade para o conjunto das indústrias no primeiro ano. O nível de produtividade para cada ano, que não o primeiro, é obtido através da soma da constante, C_0 , ao efeito não observado do período correspondente, α_t . Espera-se que esta última variável seja menor, igual ou não muito maior que zero até 1990, e maior que este valor para o período posterior.

Para determinar a importância do poder de mercado no setor industrial j antes da abertura de 1990 inclui-se no modelo o intercepto C_3 ; espera-se que este estimador tenha sinal positivo e valor maior que um, o que 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 abertura comercial de 1990 e o Plano Real, incluem-se, respectivamente, C_4 e C_5 ; como se espera que as firmas tenham se comportado de maneira mais competitiva diante dos sucessivos aumentos da concorrência externa, os sinais de C_4 e C_5 devem ser negativos.

O coeficiente C_6 a ser estimado representa o parâmetro das economias de escala, β . Caso o setor industrial apresente um valor para C_6 maior do que a unidade, a tecnologia apresenta rendimentos crescentes de escala. Ao contrário, se C_6 está entre zero e um, constata-se rendimentos decrescentes de escala; este é o valor que se espera para o período anterior a abertura, pois se supõe que a economia fechada tenha como consequência o estímulo à produção em escalas não eficientes. Os testes de diferenças na escala de produção depois de 1990 e 1994 são realizados pelos coeficientes C_7 e C_8 ; e a esperança é que estes sejam positivos.

Neste trabalho será testada a hipótese nula de concorrência perfeita e economias constantes de escala. Assim, para que as hipóteses nulas sejam rejeitadas é necessário que os respectivos coeficientes estimados, C_3 e C_6 , sejam estatisticamente diferentes de um; o que será testado através do *teste de Wald*.

Modelo estimado com efeitos fixos temporais

Nesta seção são apresentadas as estimativas obtidas a partir, basicamente, da equação (19) com o propósito de mensurar a produtividade, o *markup* e os retornos de escala da indústria de transformação brasileira com a utilização da abordagem dos efeitos fixos. A equação (19) é especificada de três maneiras: na A(ef) estima-se o impacto causado pela abertura e pelo Plano Real no poder de mercado e na escala; na B(ef), testam-se as economias de escala, mas, considera-se que esta permaneceu constante; na C(ef), por sua vez, tratam-se os retornos como constantes em todo o período.

Em primeiro lugar, nota-se que as conclusões que surgem da Tabela 5 são válidas para todos 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, ou seja, 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, estatisticamente, existem diferenças

no nível de produtividade ano a ano, porém estas podem ser consideradas iguais para todos os setores.

Tabela 5. Teste de significância em conjunto das *dummies* por setor e por ano.

Table 5. Test of significance together for *dummies* by sector and by year.

	A(ef)	B(ef)	C(ef)
Setor	F(15, 170) = 0,65 Prob > F = 0,8280	F(15, 173) = 0,62 Prob > F = 0,8546	F(15, 174) = 1,18 Prob > F = 0,2874
Ano	F(11, 174) = 5,41 Prob > F = 0,0000	F(11, 177) = 5,34 Prob > F = 0,0000	F(11, 178) = 10,31 Prob > F = 0,0000

Nota: Tabela elaborada com o auxílio do Stata 8.0.

Assim, a equação a ser estimada que considera, tão-somente, os efeitos fixos temporais, pode ser especificada para A(ef), B(ef) e C(ef), respectivamente, como segue:

$$dy_{jt} = C_{0t} + C_{3j}dl_{jt} + C_{4j}dl_{jt}Da + C_{5j}dl_{jt}Dr + C_{6j}dk_{jt} + C_{7j}dk_{jt}Da + C_{8j}dk_{jt}Dr + \alpha_t + v_{jt} \quad (20)$$

$$dy_{jt} = C_{0t} + C_{3j}dl_{jt} + C_{4j}dl_{jt}Da + C_{5j}dl_{jt}Dr + C_{6j}dk_{jt} + \alpha_t + v_{jt} \quad (21)$$

$$dy_{jt} - dk_{jt} = C_{0t} + C_{3j}dl_{jt} + C_{4j}dl_{jt}Da + C_{5j}dl_{jt}Dr + \alpha_t + v_{jt} \quad (22)$$

Pela ordem, na Tabela 6, os resultados do teste de presença de heterocedasticidade nos resíduos indicam que se rejeita, ao nível 5% de significância, a hipótese nula em todas as diferentes especificações. Logo, inclui-se uma matriz de White para os setores nestes modelos a fim de reduzir a heterocedasticidade.

Tabela 6. Teste de igualdade de variância das equações (20), (21) e (22).

Table 6. Equality test of variance of equations (20), (21) and (22).

Método	df	A(ef)		B(ef)		C(ef)	
		Estática	p-valor	Estática	p-valor	Estática	p-valor
Bartlett	15	30.92	0.009	33.79	0.004	27.25	0.027
Levene	(15, 176)	2.65	0.001	3.08	0.000	1.41	0.148
Brown-Forsythe	(15, 176)	2.13	0.010	2.44	0.003	1.18	0.289

Nota: Tabela elaborada com o auxílio do Eviews 5.0.

O coeficiente C_0 estimado é semelhante e estatisticamente significativo para as três equações apresentadas na Tabela 7. Os resultados indicam que a produtividade para todos os setores, constante no tempo, foi de 2,3% ou 2,6%. Os efeitos fixos temporais estimados, no entanto, diferem quando se compara os diferentes modelos. A(ef) e B(ef) apresentam valores próximos e a mesma tendência: crescimento da produtividade até 1986;

queda entre 1987 e 1992, com exceção do ano de 1989; e crescimento no restante do período, tendência excepcionalmente interrompida no ano de 1995. Para a equação C(ef), a tendência de crescimento da medida de produtividade pode ser dividida entre antes e após a abertura de 1990; deve-se notar, contudo, que nesta equação também se observa uma ruptura no ano de 1995.

Tabela 7. Resultados da estimação das equações (20), (21) e (22).**Table 7.** Results of the estimation of equations (20), (21) and (22).

Coeficiente	A(ef)		B(ef)		C(ef)	
	Estimativa	p-valor	Estimativa	p-valor	Estimativa	p-valor
C ₀	0.023	0.000	0.023	0.000	0.026	0.000
C ₃	0.731	0.040	0.885	0.549	1.731	0.000
C ₄	-0.081	0.731	-0.023	0.880	-0.098	0.630
C ₅	0.665	0.010	0.190	0.276	0.029	0.893
C ₆	0.493	0.000	0.571	0.000	-	-
C ₇	-0.039	0.703	-	-	-	-
C ₈	0.303	0.037	-	-	-	-
EF 1986	0.043		0.034		-0.020	
EF 1987	-0.029		-0.031		-0.043	
EF 1988	-0.048		-0.045		-0.033	
EF 1989	0.003		0.001		-0.017	
EF 1990	-0.073		-0.068		-0.045	
EF 1991	-0.011		-0.004		0.014	
EF 1992	-0.032		-0.023		0.007	
EF 1993	0.035		0.034		0.023	
EF 1994	0.034		0.034		0.032	
EF 1995	-0.004		0.002		-0.014	
EF 1996	0.045		0.032		0.060	
EF 1997	0.036		0.034		0.036	
R ² ajustado	0.590		0.584		0.703	
Durbin-Watson	2.020		2.042		2.115	
Estatística F	17.188		18.904		33.290	
Prob. (F)	0.000		0.000		0.000	

Nota: (1) O p-valor representa a probabilidade da estimativa ser zero; exceto para os coeficientes C₃ e C₆, para os quais apresenta-se a probabilidade da estimativa ser um; (2) Tabela elaborada com o auxílio do Eviews 5.0; (3) Estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários para a equação (20), (21) e (22); sendo que, como se apresenta o resultado para a indústria agregada, os subscritos *j* são descartados; (4) Utilização da Matriz de White para as especificações A(ef), B(ef) e C(ef). (5) A Lista de Coeficientes é encontrada no Apêndice.

As estimativas de *markup* para a indústria diferem significativamente a cada equação: o resultado do coeficiente C₃ da equação A(ef) indica que, ao contrário do que era de se esperar, havia uma competição intensa via preços até o ano de 1994 e foi somente a partir deste ano que o modelo capta um incremento do *markup*, através de C₅; a equação B(ef) mostra que este coeficiente não difere significativamente da unidade durante todo o período analisado; A equação C(ef) é a única em que o indicador de concorrência imperfeita foi estatisticamente significativo e teoricamente esperado para o período anterior a 1990, mas, assim como os demais, não se pode afirmar que houve uma alteração do poder de mercado nem após o processo de abertura, C₄, nem depois do Plano Real, C₅.

Quanto ao indicador de economias de escala, C₆, nota-se que, para ambas as equações que o estimam, ele é menor que um em todo o período. Para a equação A(ef), a única que testa se houve choques estruturais nesta medida em 1990 e 1994, não há uma mudança significativa após o processo de abertura, C₇, e é, somente, a partir do ano do Plano Real, C₈, que se verifica uma elevação na escala de produção, sem, contudo, ainda representar retornos crescentes à escala de produção.

É importante salientar a aparente relação positiva entre o coeficiente de escala e de concorrência, pois é somente quando se determinam economias constantes de escala que há concorrência imperfeita na equação C(ef); no modelo A(ef), a partir de 1994, C₃ capta uma

elevação nas economias de escala enquanto o mesmo ocorre com C_5 , e há, portanto, também um incremento no *markup*. Com isso, se as estimativas estiverem corretas, estabelecer um valor constante e igual à unidade, quando na verdade ele é inferior a isto, o poder de mercado sobre estimado pode acarretar uma distorção na medida de produtividade.

O restante desta seção analisa os comportamentos da produtividade e da concorrência para cada um dos dezesseis setores da indústria. O único modelo apresentado corresponde ao $C(e_f)$, aquele em que a economia de escala é constante e igual a um; tal escolha leva em conta os resultados pouco significativos encontrados para o modelo $A(e_f)$, para cada setor, mostrados na seção anterior. A especificação adotada é utilizada frequentemente na literatura; Levinsohn (1993), por exemplo, ignora a hipótese alternativa. Deste modo, primeiramente discute-se

o nível de produtividade de cada setor para todo o período, bem como os efeitos fixos temporais para cada setor, que, somados a constante, representam a mudança no nível agregado da produtividade no ano correspondente; em seguida, analisa-se o comportamento do poder de mercado nos setores.

Nível de produtividade

A Tabela 8 mostra a equação $C(e_f)$ especificada de acordo com os testes da seção precedente, onde se constatou que a constante do modelo era equivalente para todos os setores, mas não era estável ao longo dos anos. Assim, a produtividade, C_0 , para o ano de 1985 (e que também é utilizado para o cálculo nos demais) para todos os setores em conjunto tem um valor estimado de aproximadamente 2.9%.

Tabela 8. Estimativas para C_0 e efeitos fixos da equação (22) por setor.

Table 8. Estimates for C_0 and fixed effects of equation (22) by sector.

Indústria de Transformação	C(e _f)	
	C ₀	p-valor
Dezesseis Setores em Conjunto	0.029	0.000
EF 1986	-0.014	
EF 1987	-0.047	
EF 1988	-0.029	
EF 1989	-0.016	
EF 1990	-0.063	
EF 1991	0.019	
EF 1992	-0.007	
EF 1993	0.060	
EF 1994	0.034	
EF 1995	-0.023	
EF 1996	0.056	
EF 1997	0.031	
R ² ajustado		0.763
Durbin-Watson		2.128
Estatística F		11.414
Prob. (F)		0.000

Nota: (1) O p-valor representa a probabilidade da estimativa ser zero; (2) Tabela elaborada com o auxílio do Eviews 5.0; (3) Estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários para a equação (22); (4) Utilização da Matriz de White; (5) A Lista de Coeficientes é encontrada no Apêndice.

Os efeitos fixos temporais estimados pelo modelo confirmam as observações já feitas anteriormente: antes de 1990 houve um crescimento negativo, quando não muito pequeno, daquela variável que não é explicada

explicitamente pelo modelo. Entre 1992 e 1994 há um forte crescimento nesta medida, com um pico de 9,3% sendo verificado no ano de 1993, seguindo uma breve quebra de tendência no ano de 1995, e

uma pequena recuperação nos dois últimos anos da amostra.

Indicador de concorrência imperfeita

O indicador de concorrência imperfeita para o modelo com efeitos fixos apresentou o expressivo

número de onze setores com uma estimativa significativamente diferente de um, conforme o coeficiente C_3 mostrado na Tabela 9. Os resultados estão de acordo com aqueles esperados pela teoria discutida acima; exceto para o setor de alimentos, cujo *markup* era de 0,29, ou seja, o preço era inferior ao custo marginal no período que antecede a abertura comercial.

Tabela 9. Estimativas para C_3 , C_4 e C_5 da equação (22) para cada setor.

Table 9. Estimates for C_3 , C_4 and C_5 of equation (22) for each sector.

Setor	C(ef)					
	C_3	p-valor	C_4	p-valor	C_5	p-valor
Transformação de Produtos Minerais Não-Metálicos	2.880	0.000	-0.868	0.203	-0.087	0.904
Metalurgia	1.903	0.000	0.169	0.716	-0.118	0.894
Mecânica	1.213	0.020	-0.137	0.559	0.077	0.856
Material Elétrico e de Comunicações	2.668	0.246	-0.717	0.660	-0.314	0.774
Material de Transporte	2.377	0.035	0.232	0.766	-0.899	0.054
Papel e Papelão	1.424	0.000	-0.412	0.007	0.127	0.680
Borracha	3.407	0.000	0.882	0.103	-1.915	0.004
Química	4.456	0.000	-0.023	0.988	-5.025	0.249
Produtos Farmacêuticos e Veterinários	3.795	0.027	-1.025	0.734	-1.379	0.616
Perfumaria, Sabões e Velas	1.884	0.388	1.066	0.352	-0.968	0.086
Produtos de Materiais Plásticos	1.786	0.276	2.078	0.007	-2.525	0.000
Têxtil	1.579	0.003	3.141	0.000	-1.833	0.131
Vestuário, Calçados e Artefatos de Tecidos	1.246	0.304	0.305	0.269	-0.320	0.207
Alimentos	0.292	0.037	2.671	0.000	-0.950	0.078
Bebidas	1.852	0.153	-0.451	0.478	-0.019	0.991
Fumo	1.748	0.003	-0.130	0.601	0.748	0.029

Nota: (1) O p-valor representa a probabilidade da estimativa ser zero; exceto para o coeficiente C_3 , para o qual apresenta-se a probabilidade da estimativa ser um; (2) Tabela elaborada com o auxílio do Eviews 5.0; (3) Estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários para a equação (22); (4) Utilização da Matriz de White; (5) A Lista de Coeficientes é encontrada no Apêndice.

Nos demais, nota-se que em seis setores C_3 era superior a dois, o que sugere que o produto marginal era duas vezes maior que o custo adicional com fatores. Este fato tem duas possíveis fontes: a primeira diz respeito à redução do pessoal empregado no setor paralelamente ao incremento no produto; o segundo argumento é a supressão das economias de escala da especificação, o que, como visto, tende a elevar as estimativas de *markup*.

Deve-se destacar, também, que, conforme a Tabela, no período precedente a abertura comercial, cinco setores tinham *markup* significativamente superior a dois; destacam-se os setores de borracha (3,4), química (4,5) e produtos farmacêuticos (3,8) que tinham o indicador de mercado superior a três, sendo que somente o primeiro apresentou uma redução significativa em

1994. Ferreira e Guillén (2004, p. 521-522), apesar das diferentes especificações utilizadas, não encontraram um valor inferior a 4,5 para o *markup* da indústria química; os autores notam que em vez de alto poder de monopólio ou baixa elasticidade da demanda, o fato pode ser um indicador de baixa qualidade dos dados. Levinsohn (1993, p. 7/ 16-17) encontra um valor de 5,4 para este coeficiente para o setor *Pottery, china and earthenware*, o que ocorre, segundo o autor, devido ao baixo custo marginal do setor. A justificativa de Levinsohn (1993) talvez possa ser estendida ao setor de química brasileiro.

O teste de mudança da estrutura de concorrência após 1990 em cada setor, no entanto, somente se apresentou significativo e de acordo com o previamente esperado no setor de papel e papelão (0,41), não sendo mais verificado poder de mercado neste setor após a abertura; os restantes

que têm uma mudança significativa mostram uma grande elevação do *markup*, sendo que nestes haveria uma redução somente após 1994, conforme capta C_5 .

Após o Plano Real, cinco setores tiveram uma redução robusta no poder de mercado: material de transportes (1,47), borracha (1,49), perfumaria (0,91), materiais plásticos (1,34), alimentos (2,01). O setor de fumo (2,50), ao contrário, foi o único onde houve uma elevação da relação preço custo marginal. Nota-se que apenas o setor de perfumaria tinha um *markup* inferior a um após 1994.

Os resultados para o conjunto da indústria de transformação brasileira apresentados nesta seção mostram que a abertura comercial não somente elevou o nível de produtividade, mas também se constata a significativa elevação desta medida após o Plano Real. O indicador de mudança de *markup* também parece apresentar um comportamento diferente após 1990 e depois de 1994; no entanto, a direção e magnitude não estão de acordo com o teoricamente esperado em grande parte dos setores estudados. Por fim, ressalta-se que estes resultados da produtividade e do poder de mercado podem conter um viés, dada hipótese de retornos constantes de escala; na verdade, a baixa qualidade das estimativas para escala de produção dos setores indica na mesma direção de Ferreira e Guillén (2004), o que era de se esperar, dada semelhança entre os dados.

Conclusão

Os desenvolvimentos teóricos surgidos na década de 1980 ressaltam uma ideia que nasceu junto com a ciência econômica: a divisão do trabalho é limitada pela extensão do mercado. No início da década seguinte, começaram a surgir os primeiros trabalhos empíricos com o propósito de estimar os impactos que a concorrência imperfeita e as economias de escala exercem sobre a taxa de produtividade da indústria através de uma modificação no modelo original de Solow (1957). A hipótese testada é se o aumento da concorrência estrangeira, após o processo de abertura comercial, provocou realmente uma redução do poder de mercado e elevações na escala e no nível de produtividade dos produtores domésticos.

Os poucos trabalhos completos sobre este modelo que testam a hipótese da disciplina de mercado dada pelas importações para a indústria de transformação brasileira apontam na mesma direção: houve realmente ganhos de produtividade com o processo de abertura comercial iniciado em 1988. Estes resultados são também encontrados neste artigo, porém, aqui, testa-se a hipótese adicional de que a estabilização econômica provocada pelo Plano Real pode também ter representado um novo incremento na taxa de produtividade, que não pode ser comprovada estatisticamente devida adoção do modelo de efeitos fixos temporais.

Neste trabalho levanta-se a hipótese de que a inclusão da economia de escala não produziu como consequência uma melhora no ajuste das equações estimadas; o que talvez seja explicada pela não validade da relação entre *markup* e economias de escala encontrada a partir da especificação básica do modelo. Isto pode ser originado pelo estabelecimento de que a participação do trabalho permanece constante durante todo o período; o que parece ser uma hipótese frágil não somente por causa dos choques estruturais verificados, mas ainda inverter a relação *markup* e escala, dada a hipótese de neutralidade de Hicks.

Cabe ressaltar que os resultados aqui encontrados não esgotam, de forma alguma, o assunto. Sugere-se que o presente estudo seja aprofundado para o caso do Brasil, com dados mais desagregados, de melhor qualidade e/ou mais recentes. Outra aplicação interessante seria o estudo da relação entre abertura e produtividade ao nível de Estados da Federação. Não obstante, as principais questões em aberto são: a relação entre o poder de mercado e as economias de escala; saber se o modelo estudado realmente permite a estimação destas variáveis; e determinar a relação estreita destas para com o nível de produtividade.

Referências

- BALTAGI, Badi Hani. 1995. **Econometric Analysis of Panel Data**. Chichester: John Wiley & Sons. 257p.
- BONELLI, Régis; FONSECA, Renato. 1998. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. **Texto para Discussão do IPEA**, Rio de Janeiro, n. 557. 49 p. <https://doi.org/10.48016/xienccultgt611cap3>
- DOMOWITZ, Ian; HUBBARD, R. Glen; PETERSEN, Bruce C. 1988. Market structure and cyclical fluctuations in U.S. manufacturing. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 70. p. 55-66. <https://doi.org/10.2307/1928150>
- FEENSTRA, Robert C. 2004. **Advanced International Trade: theory and evidence**. New Jersey: Princeton University Press. 484 p.
- FERREIRA, Pedro Cavalcanti; GUILLÉN, Osmani Teixeira de Carvalho. 2004. Estrutura Competitiva, Produtividade Industrial e Liberalização Comercial no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, n. 58 (4), p. 507-532, outubro-dezembro. <https://doi.org/10.1590/s0034-71402004000400003>
- FRANCO, Gustavo H. B. 1998. A inserção externa e o desenvolvimento. **Revista de Economia Política**, v. 18, n. 3 (71), p. 121-147, julho-setembro.
- GREMAUD, Amaury Patrick; VASCONCELLOS, Marco Antonio Sandoval de; TONETO JUNIOR, Rudinei. 2004. **Economia brasileira contemporânea**. 5. ed. São Paulo: Atlas. 626 p.
- GROSSMAN, Gene M.; HELPMAN, Elhanan. 1990. Trade, innovation, and growth. **American Economic Review**, Nashville, Papers and Proceedings 80, n. 2, p. 86-91.
- GUJARATI, Damodar N. 2000. **Econometria Básica**. 3ª. ed. São Paulo: Pearson Makron Books. 846 p.
- HALL, Robert E. 1988. The Relation between price and marginal cost in U.S. industry. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 96, n. 5, p. 921-947. <https://doi.org/10.1086/261570>
- HARRISON, Ann Elizabeth. 1994. Productivity, imperfect competition, and trade reform: theory and evidence. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 36, p. 53-73. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(94\)90057-4](https://doi.org/10.1016/0022-1996(94)90057-4)
- HELPMAN, Elhanan; KRUGMAN, Paul R. 1985. **Market Structure and foreign trade: increasing returns, imperfect competition, and the international economy**. Cambridge: MIT Press. 271 p. <https://doi.org/10.5652/kokusaikeizai.1986.290>
- HELPMAN, Elhanan; KRUGMAN, Paul R. 1989. **Trade Policy and Market Structure**. Cambridge: MIT Press. 205 p. <https://doi.org/10.7202/702708ar>
- HIDALGO, Álvaro Barrantes. 2022. O processo de abertura comercial brasileira e o crescimento da produtividade. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 6, n. 1, p. 79-95.
- JOHNSTON, Jack; DINARDO, John. 2001. **Métodos Econométricos**. 4ª. Ed. Lisboa: McGraw-Hill. 573 p.
- JONES, Charles I. 2000. **Introdução à teoria do crescimento econômico**. Rio de Janeiro: Campus. 178 p.
- JONES, Hymel G. 1979. **Modernas teorias do crescimento econômico: uma introdução**. São Paulo: Atlas. 265 p.
- LEVINSOHN, James A. 1993. Testing the Imports-as-Market-Discipline Hypothesis. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 35, p. 01-22. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(93\)90002-f](https://doi.org/10.1016/0022-1996(93)90002-f)
- SABOIA, João; CARVALHO, Paulo Gonzaga Mibielli de. 1997. Produtividade na indústria brasileira – Questões metodológicas e análise empírica. **Texto para Discussão do IPEA**, Brasília, n. 504, p. 1-75, ago.
- SOLOW, Robert M. 1957. Technical change and the aggregate production function. **The Review of Economics and Statistics**, vol. 39, p. 312-20, ago. <https://doi.org/10.2307/1926047>
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. 2006. **Introdução à Econometria: uma Abordagem Moderna**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning. 684 p.

Apêndice - Lista de Coeficientes

Neste apêndice, apresenta-se uma lista com os coeficientes utilizados na quinta seção:

- C_0 : é o intercepto do modelo, representa o nível de produtividade para o período anterior a 1990;
- C_1 e C_2 indicam a mudança de produtividade após a abertura comercial e o Plano Real, respectivamente. No entanto, se observa que o método de efeitos fixos não permite estimativas destes coeficientes;
- C_3 : é o *markup* para o período anterior a 1990;
- C_4 : indica o efeito causado pela abertura econômica sobre a concorrência doméstica;
- C_5 : mostra o impacto do Plano Real sobre o *markup* doméstico;
- C_6 : é o indicador de economias de escala;
- C_7 : se for significativo, mostra o impacto da abertura sobre as escalas de produção;
- C_8 : caso o Plano Real tenha influenciado significativamente a escala de produção, este coeficiente indica a magnitude e a direção.

Submetido: 30/12/2020

Aceito: 5/4/2021

Os Editores agradecem a Henrique Bidarte Massuquetti pelo apoio editorial.
--