

AS FONTES DE MUDANÇA DA EFICIÊNCIA TÉCNICA DA INDÚSTRIA BRASILEIRA APÓS A LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL: UMA ESTIMAÇÃO ECONOMETRICA POR DADOS DE PLANTAS*

André Nassif[§]

SUMÁRIO

O artigo apresenta evidências empíricas acerca dos impactos da liberalização comercial sobre a evolução da eficiência técnica da indústria de transformação brasileira. Aplica-se uma metodologia de estimação da variação da produtividade do trabalho e dos custos médios reais de produção na indústria de transformação nos períodos 1988-1994 e 1994-1998, tomando-se como base um modelo de regressão por microdados de plantas produtivas (*panel data*). A metodologia proposta originalmente por James Tybout e Daniel Westbrook (1995) foi modificada para permitir apresentar respostas mais consistentes para uma indagação que sustentou um intenso debate acadêmico no Brasil ao longo da década de 1990: Qual o principal fator responsável pelos ganhos de produtividade da indústria brasileira após a liberalização comercial: i) corte expressivo de mão-de-obra por parte das empresas (**efeito-emprego**); ii) preservação de plantas eficientes que tenha permitido o aumento de maior participação de empresas sobreviventes no mercado (**efeito market-share**); ou iii) incorporação de novas técnicas produtivas, externalidades econômicas positivas, maior possibilidade de acesso à importação de máquinas e equipamentos, dentre outros fatores não observados pelo pesquisador (**efeitos residuais**)? Este artigo mostra que, na experiência brasileira recente, embora os fatores associados ao item (iii) tenham sido importantes, ainda assim o corte de mão-de-obra atuou como a principal fonte dos ganhos de eficiência técnica na indústria de transformação na década de 1990.

Palavras-chave: liberalização comercial, produtividade, eficiência técnica, Brasil.

ABSTRACT

This paper presents empirical evidence about the effects of trade liberalization on the evolution of the technical efficiency of the Brazilian manufacturing plants. A *panel data* regression model is applied to estimate the changes in labor productivity and real average costs at the plant-level between 1988 and 1994, and between 1994 and 1998. The methodology, originally proposed by James Tybout and Daniel Westbrook (1995), was modified to allow more consistent responses to a central question of the academic debate in Brazil throughout the 1990's, that is, which of the following potential sources played the main role in productivity gains in the Brazilian manufacturing sector after trade liberalization: i) a cut in employment (**employment effect**); ii) output-share reallocations among plants within each industry (**market-share effect**); or iii) technical innovations, access to foreign equipment through imports, positive economic externalities, among other factors not observed by the researcher (**residual effects**)? This paper represents an attempt to provide consistent answers to the above questions in the case of recent Brazilian experience. It provides evidence that the first effect prevailed over the others in explaining the technical efficiency gains of the Brazilian manufacturing sector throughout the 1990's.

Key words: trade liberalization, productivity, technical efficiency, Brazil.

JEL classification: F14, O12.

* O autor agradece a competéntissima supervisão de Mário Luiz Possas, no tratamento do modelo teórico e dos dados primários, e de Getúlio Borges da Silveira, no acompanhamento econométrico. O estatístico Bruno Cortez, do IBGE, foi responsável pelo trabalho de programação dos dados no *software* estatístico SAS. Um reconhecimento especial deve ser feito a Sérgio Besserman Viana e Wasmália Bivar pelo acesso à base de dados do IBGE. A versão final foi enriquecida com os comentários de Renato Baumann, Carmem Feijó, Jorge Chami Batista, Luis Carlos D. Prado, Maurício Mesquita Moreira, Mário Cordeiro de Carvalho Jr., Robson Grassi e de um parecerista anônimo da Revista *Economia Aplicada*, não sendo estes, como de praxe, responsáveis pelas imperfeições remanescentes.

§ Doutor em Economia pelo Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro e economista do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES).

I INTRODUÇÃO

A justificativa mais comum para o uso da expressão “década perdida”, em alusão aos anos de 1980 no Brasil, é que ela correspondeu a um período em que a sociedade brasileira, em virtude de prolongada estagnação econômica e persistente conjuntura de alta inflação, assistiu ao expressivo declínio de sua renda real *per capita*. Posteriormente, no entanto, além deste indicador – mais facilmente mensurável pelos institutos de pesquisa econômicos –, a maior parte dos estudos apontava também para taxas decrescentes de variação da produtividade do trabalho na segunda metade dos anos de 1980, e índices negativos no limiar da década seguinte. Embora sejam escassos os trabalhos analisando o comportamento dos custos reais de produção ao longo da “década perdida”, é bastante provável que eles também tenham sofrido contínuo incremento, devido não somente ao processo de indexação de quase todos os preços às taxas de inflação passada, mas também ao acirramento das práticas protecionistas da economia brasileira, a qual, àquela altura, operava sob condições quase autárquicas.

O início da década de 1990 marca a reversão de alguns desses indicadores. Embora o processo de inflação crônica só tenha sido estancado a partir de 1994, com o Plano Real, a maior parte dos estudos disponíveis dava conta de expressivo incremento dos ganhos de produtividade da economia brasileira já na primeira metade dos anos de 1990, vinculando tais resultados aos impactos imediatos do processo de liberalização comercial em curso.¹ Adicionalmente, a despeito de se atribuir aos impactos proporcionados pelas reformas econômicas implementadas na economia brasileira – que induziram ao esforço de reestruturação produtiva e tecnológica, mediante realocação de força de trabalho, incorporação de novas técnicas produtivas e organizacionais, acesso a bens de capital e equipamentos importados – os ganhos de produtividade obtidos, a verdade é que poucos trabalhos conseguiram decompor e mensurar a contribuição de cada uma dessas fontes prováveis.²

Como já dito, a maior parte dos trabalhos privilegiou a estimação dos ganhos de produtividade, mas nenhum se preocupou em mensurar a evolução dos custos de produção na economia brasileira após a liberalização comercial.³ Embora teoricamente ganhos de produtividade impliquem reduções de custos reais de produção, na prática essa relação biunívoca pode não se verificar em alguns setores.⁴ Daí a importância de se avaliar a variação de ambos os indicadores, o que permite, por conseguinte, mensurar a mudança da eficiência técnica da economia.

O objetivo central deste artigo é estimar a evolução da produtividade do trabalho e dos custos médios reais de produção da indústria de transformação brasileira nos períodos 1988-1994 e 1994-1998,⁵ com base em modelo de regressão por microdados (*panel data*) extraídos de plantas produtivas, segundo a Pesquisa Industrial Anual/Unidades Locais (PIA/ULs) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A metodologia empregada procura captar as principais fontes de mudança da eficiência técnica no Brasil após a liberalização comercial. Em especial, ao isolar a variável “pessoal ocupado” dos demais componentes da mudança da eficiência produtiva, o modelo econométrico aqui utilizado permite responder se o desemprego da força de trabalho atuou como

1 Ver, entre outros, Bonelli e Fonseca (1998), Rossi Jr. e Ferreira (1999), Hay (2001), Bonelli (2002), Muendler (2004) e Schor (2004).

2 A única exceção é o trabalho de Muendler (2004), comentado adiante neste artigo.

3 Na revisão bibliográfica realizada pelo autor deste artigo não foi encontrado nenhum trabalho orientado para essa questão.

4 Sobre o conceito e as implicações empíricas da “dualidade”, ver Bruno (1978). As razões para a não-equivalência entre o comportamento da produtividade e dos custos de produção em trabalhos empíricos serão discutidas adiante.

5 O ano de 1988 como ponto de partida não foi aleatório, mas propositalmente escolhido para captar o provável auge da ineficiência produtiva média da indústria brasileira, antes que os efeitos (provavelmente pequenos, haja vista a prevalência de fortes barreiras não-tarifárias) da reforma tarifária introduzida naquele ano viessem a se manifestar. O ano de 1998, por sua vez, corresponde à última PIA/ULs disponível à época da preparação da base de dados.

força motora relevante na explicação do aumento da produtividade do trabalho na indústria brasileira no período analisado.

A análise desse problema é relevante, posto que, se o enxugamento de mão de obra prevalece, como tendência sobre as demais fontes de incremento da produtividade - notadamente inovações tecnológicas, sejam elas incorporadas em aquisições de bens de capital ou "desincorporadas" em novas técnicas produtivas -, a sociedade tende a ser adversamente afetada no curto - em virtude de maior desemprego - e no longo prazo - devido ao menor ritmo de desenvolvimento econômico - (ver Grossman e Helpman, 1991).

Além desta Introdução, o artigo contém cinco seções adicionais. A segunda seção apresenta os fundamentos analíticos e a metodologia de estimação da mudança de eficiência técnica segundo o modelo de regressão proposto por Tybout e Westbrook (1995), fazendo as modificações que, a partir do método original, permitiram mensurar não apenas a variação da produtividade do trabalho, mas também cada um de seus componentes principais; a terceira seção apresenta a base de dados e os procedimentos para a estimação final; a quarta seção mostra e discute as evidências empíricas resultantes da estimação da eficiência técnica da indústria de transformação após a liberalização comercial; a última seção diz respeito às conclusões.⁶

2 OS FUNDAMENTOS ANALÍTICOS E A METODOLOGIA DE ESTIMAÇÃO DA MUDANÇA DE EFICIÊNCIA TÉCNICA POR DADOS DE PAINÉIS (*PANEL DATA*)

Desde o início da década de 1980, autores como Nelson (1981) e Tybout (1992, 1996) vêm propondo o abandono da avaliação da produtividade em termos agregados, argumentando que essa metodologia pressupõe homogeneidade tecnológica entre plantas produtivas de firmas que, ao contrário, apresentam desigualdades técnicas no mundo real.⁷ Na metodologia de estimação originalmente proposta por Tybout e Westbrook (1995), a evolução da produtividade e dos custos médios (em termos reais) na indústria de transformação, estimada com base em microdados de plantas produtivas e utilizando a técnica de painéis (*panel data*), é decomposta em três fatores explicativos: nos efeitos decorrentes da possibilidade de elevar a exploração de economias de escala ao nível da planta (**efeitos-escala**); nas mudanças provenientes da realocação de insumos e fatores produtivos entre plantas, uma vez alterados os *market-shares* com a entrada e/ou saída líquida de firmas da indústria (**efeitos-market-share**); e no termo residual que incorpora prováveis impactos produzidos pelas inovações tecnológicas, externalidades econômicas positivas e outras forças introdutoras e difusoras de progresso técnico (**efeitos residuais**).

Tybout e Westbrook (1995) propõem a estimação da eficiência medida em termos da variação dos custos médios por meio da seguinte decomposição:

$$\frac{dA}{A} = \sum_{i=1}^n (\eta_i - 1) \frac{dY_{it}}{Y_i} \cdot \frac{A_{it}S_{it}}{A} + \sum_{i=1}^n \frac{dS_{it}}{S_i} \cdot \frac{A_{it}S_{it}}{A} + \sum_{i=1}^n \frac{dM_{it}}{M_i} \cdot \frac{A_{it}S_{it}}{A} \quad (1)$$

onde A expressa o custo médio total da indústria (e dA/A a variação dos custos médios); η_i é a elasticidade dos custos unitários relativamente à oferta da planta i no período t ⁸; Y_{it} é a oferta da i -

6 O artigo inclui ainda um Apêndice contendo todos os passos para a implementação econométrica do modelo.

7 A crítica ao método de estimação pelo agregado industrial é assim sintetizado por Tybout (1996): "A abordagem de existência de uma planta representativa na análise de produtividade é popular porque pode ser implementada em níveis setorial ou macroeconômico com dados facilmente disponíveis. Porém, baseia-se em pressupostos irrealistas, tais como o ajustamento imediato no estoque de fatores, concorrência perfeita nos mercados de bens e fatores, bem como idênticas tecnologias de retornos constantes de escala em todas as plantas." (p. 48, tradução livre do original).

ésima planta no período t ; $S_{it} = \frac{Y_{it}}{\sum_{i=1}^n Y_{it}}$ denota a participação da i -ésima planta na oferta total da indústria (Y_t) no período t e M_{it} é uma variável residual que capta quaisquer outros efeitos (inovações, externalidades etc.) conhecidos pelos dirigentes da firma (ainda assim, não totalmente), mas não pelo econometrista.

Similarmente à metodologia anterior, Tybout e Westbrook (1995) também definem um indicador que permite estimar a mudança da produtividade física média das plantas em determinada indústria, conforme a seguinte equação:

$$\frac{dB}{B} = \sum_{i=1}^n (\eta_i^* - 1) \cdot \frac{dF_{it}}{F_i} \cdot \frac{Y_{it}}{Y} + \sum_{i=1}^n \frac{dS_{it}}{S_i^*} \cdot \frac{Y_{it}}{Y} + \sum_{i=1}^n \frac{dM_{it}}{M_i^*} \cdot \frac{Y_{it}}{Y} \quad (2)$$

onde B é a produtividade média da indústria (e dB/B a variação da produtividade média); η_i^* é o retorno de escala da planta i no período t ⁹; F_{it} uma função homotética de retornos constantes do vetor de insumos X_{it} ; $S_{it}^* = \frac{F_{it}}{F_i}$ expressa uma taxa relativa de incorporação pela planta i do total de insumos utilizados na indústria; e as demais variáveis denotam os indicadores já definidos anteriormente.

Os três componentes das equações (1) e (2) traduzem, respectivamente, os **efeitos-escala** (primeiro termo), decorrentes de plantas que operam com retornos não-constantes, quando $\eta \neq 1$; os **efeitos de market-share** (segundo termo), que emergem da realocação de recursos entre plantas de diferentes tecnologias à medida que firmas entram e saem (estas, em geral, ineficientes) da indústria; e os **efeitos residuais** (terceiro termo), provenientes de inovações tecnológicas, externalidades econômicas positivas, características difusas do progresso técnico e demais efeitos residuais não presentes nem no primeiro nem no segundo termos. A única exceção é que a função de produção estimada $Y_{it} = F_{it} M_{it}^* \gamma(F_{it})$ não tem correspondência biunívoca com a função dual de custo total $C_{it} = Y_{it} M_{it} \alpha(Y_{it})$. Este ponto é especialmente importante, posto que, sendo quebrada a relação de dualidade, não há qualquer razão para que os resultados estimados para a mudança de produtividade, de um lado, e de custos, de outro, mostrem resultados similares (evidentemente, com sinais contrários).¹⁰

No entanto, com o objetivo de investigar os prováveis impactos da liberalização comercial sobre o nível de emprego na indústria de transformação brasileira, procurarei uma estimação da mu-

8 A elasticidade dos custos em relação à oferta da i -ésima planta é definida como $\eta_i = 1 + \frac{d[\alpha(Y_i)]}{\alpha(Y_i)} \frac{dY_i}{Y_i}$, que implica retornos constantes de escala, se $\eta_i = 1$; retornos decrescentes, se $\eta_i > 1$; e retornos crescentes, se $\eta_i < 1$. Observe que a elasticidade dos custos está sendo definida de forma não-convencional como $\eta_i - 1$.

9 Analogamente à elasticidade de custos com respeito à oferta, os retornos de escala da planta podem ser definidos como $\eta_i^* = 1 + \frac{d[\gamma(F_i)]}{\gamma(F_i)} \frac{dF_i}{F_i}$, que implicam retornos crescentes de escala se $\eta^* > 1$; retornos constantes, se $\eta^* = 1$; e retornos decrescentes, se $\eta^* < 1$.

10 Entre outras razões para a não-equivalência entre as duas funções estimadas, Tybout e Westbrook (1995) enfatizam três: "i) somente as funções de custo assumem ajustamento contínuo do "mix" de fatores de produção que tornam os custos unitários mínimos; ii) enquanto as funções de custo incorporam dados de preços de fatores, as funções de produtividade incorporam dados físicos relativos aos insumos de produção; e iii) os efeitos residuais que compõem a medida de eficiência proposta dependem de preços relativos inerentes à função de custos, mas não à função de produção." (p. 57, tradução livre do original).

dança de produtividade em termos físicos em que o primeiro membro do lado direito da equação (2) seja modificado com base em uma relação analógica com o primeiro membro da equação (1).

Propõe-se tomar $B_{it} = \frac{VA_{it}}{PO_{it}}$ (onde o numerador é o valor adicionado da planta i no período t e PO_{it} , o pessoal ocupado na planta i no período t) como uma medida aproximada da produtividade do trabalho; $S'_i = \frac{VA_{it}}{VA_t}$, em que o numerador é o valor adicionado da planta i e o denominador o valor adicionado da indústria; e, agora, $S_{it}^* = \frac{PO_{it}}{PO_t}$, em que PO_{it} é o pessoal ocupado na planta i e PO_t , o pessoal ocupado na indústria. Adicionalmente, B_{it} pode ser expresso como:

$B_{it} = \frac{VA_{it}}{PO_{it}} = M_i \cdot \pi_i(PO_i)$, onde $\pi_i(PO_i)$ é a produtividade média do trabalho em termos de valor adicionado alcançada pela planta i , supondo dada a tecnologia determinada pela função de produção. Logo, M_i continua representando efeitos de mudanças tecnológicas, externalidades ou quaisquer outros fatores intervenientes sobre a alteração da eficiência técnica não captados diretamente pelo econometrista, inclusive mudanças de poder de mercado, que, ao afetar a formação de preços e o *mark-up*, afetam também a apropriação do valor agregado, sendo este último o conceito relevante na definição de produtividade aqui empregado (ou seja, o valor agregado por trabalhador, em vez da razão entre o valor da produção e os fatores utilizados). Reduções do poder de mercado de uma empresa, portanto, tendem a diminuir o valor agregado, *ceteris paribus*, independentemente da produtividade propriamente dita da planta.

Como, por outro lado, $B = \sum_{i=1}^n B_i S_i^* = \sum_{i=1}^n M_i \cdot \pi_i(PO_i) \cdot S_i^*$, então:

$$\begin{aligned} \frac{dB}{B} &= \frac{1}{B} \sum_{i=1}^n d(B_i \cdot S_i^*) = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^n d[M_i \cdot \pi_i(PO_i) \cdot S_i^*] = \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{dM_i}{M_i} \cdot \frac{B_i S_i^*}{B} + \sum_{i=1}^n \frac{dS_i^*}{S_i^*} \cdot \frac{B_i S_i^*}{B} + \sum_{i=1}^n \frac{d[\pi_i(PO_i)]}{\pi_i(PO_i)} \cdot \frac{B_i S_i^*}{B} \end{aligned}$$

Como $B = \frac{VA}{PO}$, ter-se-á, portanto:

$$\frac{dB}{B} = \sum_{i=1}^n \frac{d[\pi_i(PO_i)]}{\pi_i(PO_i)} \cdot S_i^* + \sum_{i=1}^n \frac{dS_i^*}{S_i^*} \cdot S_i^* + \sum_{i=1}^n \frac{dM_i}{M_i} \cdot S_i^* \tag{3}$$

Definindo-se, de forma análoga, mas distinta dos desdobramentos anteriores, λ_i como um índice de eficiência no uso da mão-de-obra para uma dada tecnologia de cada planta i , expresso pela produtividade média $\pi_i(PO_i)$, obtém-se:

$\lambda_i = 1 + \frac{d[\pi_i(PO_i)]/\pi_i(PO_i)}{dPO_i/PO_i}$. Este índice não pode mais ser tomado como indicador para os retornos de escala da planta no sentido convencional, devendo, doravante, ser interpretado como uma

elasticidade da produtividade (medida em valor agregado) da planta com respeito ao fator trabalho, o qual, por sua vez, é afetado pela eficiência no uso da mão-de-obra, pelo grau de utilização da capacidade instalada e outros fatores relacionados ao ajustamento dos coeficientes técnicos para uma dada tecnologia, e não apenas pela escala. Neste caso, ao considerarmos apenas as variações de pessoal ocupado (PO) ocorridas em determinado período, o índice justifica-se para captar o efeito “enxugamento” de mão-de-obra ou ajustamento da planta (o **efeito-emprego**), em caso de redução do número de trabalhadores ocupados em relação ao estoque de capital preexistente, o que tornaria o sinal do primeiro componente da equação (3) negativo, por hipótese. De fato, quanto mais o efeito do ajustamento se dá sobre o pessoal ocupado (e menos sobre o valor agregado), tanto mais este se transfere integralmente para a produtividade, o que implica λ próximo de zero (e $\lambda - 1$ negativo).

A escolha do valor adicionado por trabalhador como medida de mudança da produtividade é justificada pelas seguintes razões: primeiro, porque, diferentemente da metodologia originalmente proposta por Tybout e Westbrook (1995), esta definição objetiva avaliar diretamente as mudanças do nível de emprego em nível de planta como fonte possível para a melhora da eficiência; segundo, porque, ainda que haja dados que permitam estimar uma *proxy* para o estoque de capital ao nível da firma (IBGE/PIA-Empresa), não existem dados no Brasil que informem sobre esta variável em nível das plantas (IBGE/PIA-Unidades Locais).^{11,12}

Substituindo-se em (3), tem-se finalmente:

$$\frac{dB}{B} = \sum_{i=1}^n (\lambda_i - 1) \frac{dPO_i}{PO_i} \cdot S'_i + \sum_{i=1}^n \frac{dS_i^*}{S_i^*} \cdot S'_i + \sum_{i=1}^n \frac{dM_i^*}{M_i^*} \cdot S'_i \quad (4)$$

Convém insistir que a equação (4) não possui o mesmo significado da equação (2) originalmente proposta por Tybout e Westbrook (1995). Em nossa proposição, ao utilizar a razão dB/B e seu correspondente estatístico dVA/PO como medida de eficiência, todos os fatores de produção (o estoque de capital, a mão-de-obra e mesmo o progresso técnico) estão, evidentemente, contribuindo conjuntamente para explicar a mudança de produtividade no período analisado. No entanto, não há qualquer intenção aqui em analisar a contribuição desses fatores separadamente para a variação dessa medida de eficiência, mas sim em investigar em que medida a razão dB/B é explicada por variações do emprego – o primeiro componente da equação (4) –, dos *market-shares* – o segundo componente – ou qualquer outra fonte residual.

As demais variáveis constantes na equação (4) são idênticas às já descritas nas equações (1) e (2). Deve-se insistir, no entanto, que devido à definição de produtividade como a razão valor adicionado/pessoal ocupado, o componente residual M^* , além de refletir mudanças técnicas, estará refletindo também (e positivamente) variações no poder de mercado das empresas e no grau de utilização da capacidade instalada.

Com relação aos procedimentos econométricos básicos, uma vez que o segundo componente (*market-share*) da estimação dos custos e da produtividade do trabalho é calculado com base em va-

11 Como lembra Bruno (1978), “na ausência de dados sobre o estoque de capital, a razão valor adicionado/pessoal ocupado é freqüentemente utilizada em projeções de longo prazo da mudança de produtividade (...) e isso não torna o cálculo tão limitado quanto pode parecer à primeira vista.” (p.15, tradução livre do original).

12 Como já foi muito discutido em termos teóricos e empíricos, é muito difícil encontrar uma medida confiável para o estoque de capital, em virtude da grande heterogeneidade tecnológica entre firmas ou mesmo plantas produtivas. Embora a maioria dos estudos procure superar as armadilhas inerentes à estimação do estoque de capital, poucos apresentam resultados confiáveis (ver Chen, 1997). Como reconheceu uma edição recente da *The Economist* (2004), “o problema é que a produtividade total dos fatores é muito mais difícil de estimar do que a produtividade do trabalho.” (tradução livre do original). Mundler (2004) e Schor (2004), por exemplo, estimaram a variação da produtividade total dos fatores na indústria brasileira entre 1988 e 1998, baseando-se em dados de painéis de firmas, a partir de indicadores da PIA-Empresa. Entretanto, como essa pesquisa só fornece dados de estoque de capital até 1995, os autores tiveram de deduzir a série remanescente com base no método contábil do estoque perpétuo. Como é soberamente conhecida, a principal distorção deste método é fazer a atualização do estoque de capital com base em preços históricos, em vez de preços de mercado.

riáveis observadas, o primeiro e o terceiro componentes das equações (1) e (4) são especificados, respectivamente, como:

$$c_{it} = g(y_{it}, w_t, Q_t, t) + \tau_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$va_{it} = h(po_{it}, Q_{it}, t) + \tau_{it}^* + \varepsilon_{it}^* \quad (6)$$

onde c_{it} é o custo total, y_{it} é a oferta da planta, w_t o vetor de preços dos insumos, Q_t o vetor de insumos públicos gratuitamente disponíveis para a firma, t é a variável tempo, va_{it} é o valor agregado da planta, po_{it} o nível de mão-de-obra utilizado pela planta, τ_{it} e τ_{it}^* são variáveis específicas à planta produtiva e expressam os efeitos residuais, e ε_{it} e ε_{it}^* representam os erros estocásticos convencionais.^{13,14}

As demais especificações econométricas seguem de perto os procedimentos sugeridos por Tybout e Westbrook (1995), cujos detalhes são apresentados no Apêndice 1.

3 A BASE DE DADOS E PROCEDIMENTOS PARA A ESTIMAÇÃO

A fonte básica para a estimação dos dados do modelo provém da Pesquisa Industrial Anual (PIA), elaborada pelo Departamento de Indústria (DEIND) da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que fornece informações diversas como vendas, pessoal ocupado, custos de produção etc., colhidas tanto em nível de firmas (PIA-Empresa) quanto de unidades produtivas (PIA-Unidades Locais, categoria mais próxima de plantas industriais, doravante denominadas de ULs), ambas apresentadas no nível 100 de agregação (cinco dígitos).¹⁵ Cabe lembrar que algumas variáveis informadas pela PIA-Empresa não são informadas pela PIA-ULs.¹⁶ Como o interesse desta pesquisa consistiu em mensurar a mudança da eficiência produtiva da forma mais desagregada possível, trabalhei com dados da PIA-ULs.¹⁷ A estimação econométrica original foi feita utilizando-se a base de dados no nível 50 de agregação (dois dígitos) do IBGE, que comporta um menor número de setores.

Para a implementação empírica, os componentes dos termos da equação (1), que estima teoricamente a variação dos custos médios, passam agora a ser reescritos em tempo discreto como:¹⁸

$$\frac{\Delta A}{A_1} = \sum_{i=1}^n (\Delta \alpha(Y_i)) \left(\frac{\overline{M_i S_i}}{A_1} \right) + \sum_{i=1}^n (\Delta S_i) \left(\frac{\overline{M_i \alpha(Y_i)}}{A_1} \right) + \sum_{i=1}^n (\Delta M_i) \left(\frac{\overline{\alpha(Y_i) S_i}}{A_1} \right) \quad (7)$$

13 Enquanto ε_{it} e ε_{it}^* são variáveis totalmente desconhecidas, τ_{it} e τ_{it}^* são conhecidas (pelo menos parcialmente) pelos empresários e gerentes, mas não pelos econométricos.

14 Um detalhe importante a observar é que, como as variáveis w_t , Q_t e t não possuem subscritos i , elas puderam ser suprimidas, sem que, no entanto, sua influência deixasse de ser absorvida no modelo. Ou seja, como o valor dessas variáveis é idêntico para todas as firmas, sua influência deve exercer, na média, o mesmo efeito para todas em conjunto.

15 Para mais detalhes sobre a metodologia da pesquisa, ver IBGE (1994).

16 Por exemplo, enquanto a PIA-Empresa contém dados de balanço que permitem extrair aproximações para o estoque de capital até 1995, a PIA-ULs não contém qualquer informação sobre essa variável.

17 Desde o início dos anos de 1980, Nelson (1981) recomendava estimar os níveis de produtividade do trabalho da maneira mais desagregada possível (preferencialmente em nível de unidades produtivas), a fim de minimizar distorções inerentes ao elevado grau de heterogeneidade tecnológica existente entre plantas dentro de uma mesma indústria. Em trabalho recente, Nelson e Pack (1999) reforçam este ponto.

18 Em sentido estrito, uma vez que a variação dos custos médios e da produtividade do trabalho é calculada em termos discretos, apenas o componente residual M_i é estimado econometricamente. Dessa forma, como o componente S_i (que mede os efeitos de *market-share*) é uma variável observada, os componentes $\alpha(Y_i)$ – ou seja, o efeito-escala da equação (7) – e $\pi(PO_i)$ – o efeito-emprego da equação (8), apresentada a seguir – são calculados após (e por meio da) a estimação de M_i . Mais detalhes estão no Apêndice 1.

Todas as variações já discutidas foram calculadas para os períodos 1988-1994 e 1994-1998. Dessa forma, $\Delta\alpha(Y_i)$ é o principal fator que explica a mudança de custo médio ocorrida no período atribuível ao **efeito-escala**; ΔS_i é a variação do *market-share* da planta no mesmo período; e $\Delta M_i = \exp(\hat{\mu}_{iT}) - \exp(\hat{\mu}_{i1})$ é a mudança total da eficiência atribuível às trajetórias tecnológicas da planta entre o período decorrido a partir da liberalização comercial.¹⁹ As barras denotam médias estimadas para os anos de 1988 e 1994 (e, analogamente, para os anos 1994 e 1998) e o subscrito 1 refere-se ao ano inicial (1988 e, para o segundo período, 1994). Portanto, $\frac{\Delta A}{A_1}$ é a variação total dos custos médios ocorrida em cada um dos períodos analisados (1988-1994 e 1994-1998, respectivamente).

Os componentes dos termos da equação (4), por sua vez, passam a ser descritos da seguinte forma em tempo discreto:

$$\frac{\Delta B}{B_1} = \sum_{i=1}^n (\Delta[\pi(PO_i)]) \left(\frac{M_i^* S_i^*}{B_1} \right) + \sum_{i=1}^n (\Delta S_i^*) \left(\frac{M_i^* \pi_i(PO_i)}{B_1} \right) + \sum_{i=1}^n (\Delta M_i^*) \left(\frac{\pi_i(PO_i)(S_i^*)}{B_1} \right) \quad (8)$$

onde $\frac{\Delta B}{B_1}$ é a variação total da produtividade do trabalho ocorrida em cada um dos períodos analisados (1988-1994 e 1994-1998, respectivamente).²⁰

A adequação dos componentes da equação (1) – referente à variação dos custos médios – com o questionário constante na PIA-ULs levou em conta o seguinte critério:

- a) para a mensuração do **efeito-escala**: $Y_{it} = \text{vendas}$
- b) para a mensuração do **efeito market-share**: $Y_{it} = \text{vendas}$

A adequação dos dados da equação (4) – referente à variação da produtividade do trabalho – com o questionário mencionado, por sua vez, será feita com base no critério seguinte:

$$B_{it} = \frac{VA_{it}}{PO_{it}} = \frac{(Y_{it} - CI_{it})}{PO_{it}} = [(\text{vendas} - \text{custo de insumos}) / \text{pessoal ocupado}]$$

e lembrando que $\pi(PO_{it}) = \frac{B_{it}}{M_{it}^*}$, sendo B_{it} a produtividade do trabalho e M_{it}^* o componente residual estimado pelas regressões.

A construção da base de dados enfrentou diversos problemas, cuja superação foi possível pela adoção dos seguintes procedimentos:

- i. como as características do questionário das PIAs modificaram-se após 1996, o IBGE passou a denominar as duas pesquisas como, respectivamente, PIA velha (até 1995, inclusive) e PIA nova (a partir de 1996, também inclusive). Neste caso, as variáveis extraídas dessas duas metodologias de apuração de dados tiveram de ser compatibilizadas, posto que se basearam em questionários distintos;²¹

¹⁹ Ver Apêndice 1.

²⁰ Similarmente, $\Delta[\pi(PO_i)]$ é a fonte que explica a variação da produtividade do trabalho devida ao efeito-emprego; ΔS_i é o componente que explica a mesma variação atribuível ao efeito de *market-share*; e ΔM_i é a fonte que explica a mudança de produtividade decorrente dos efeitos residuais.

²¹ Para essa compatibilização foram úteis não apenas o artigo de Muendler (2001), que procurou desvendar e propor soluções para os diversos problemas relacionados a ambas as pesquisas, como também as sugestões de Wasmália Bivar, então Chefe do Departamento de Indústria do IBGE, e Mário Luiz Possas.

- ii. a falta de recursos financeiros acabou impedindo que o IBGE apurasse a PIA para 1991. Neste caso, os dados para este ano foram estimados tomando médias aritméticas simples dos valores observados nos anos imediatamente anterior (1990) e posterior (1992);²²
- iii. antes de 1990, as unidades de pesquisa utilizadas, em vez de ULs, eram as chamadas unidades de produção (UPs), as quais nada mais eram do que ULs ainda mais desagregadas (exceto quando uma unidade local não tivesse qualquer outra subdivisão em unidades de produção). Assim, para o período 1988-1990 (inclusive) foi preciso agregar os dados por UPs das ULs a que pertenciam, a fim de alcançar o respectivo valor em nível de UL, tornando, com isso, única a base de dados;
- iv. como já antecipado, usei a base de dados da PIA/ULs no nível 100 de agregação. Entretanto, como a partir da PIA nova (após 1996, inclusive) os dados da pesquisa do IBGE foram captados consoante a Classificação Nacional das Atividades Econômicas (CNAE), foi necessário utilizar o tradutor CNAE → Nível 100 sugerido por Muendler (2001, p. 51);
- v. a amostra utilizada para a estimação econométrica da evolução da produtividade do trabalho contemplou um número de ULs inferior à amostra utilizada para a estimação da variação dos custos médios reais da indústria de transformação brasileira. A razão principal prendeu-se à evidência de que havia muitas ULs ao longo do período analisado cujos valores adicionados (*va*) haviam sido negativos. Como no primeiro passo da estimação econométrica (ver Apêndice 1) a regressão utilizou funções translog em que as variáveis principais foram expressas como logaritmos neperianos, obviamente não haveria solução matemática para os casos de existência de $\ln v\bar{a} < 0$. A solução foi considerar apenas as ULs que tivessem apresentado *va* positivos. Por outro lado, na amostra de custos esse problema não apareceu;
- vi. de qualquer forma, tanto a amostra utilizada para a estimação da evolução dos custos unitários quanto a usada para a estimação da mudança de produtividade contemplou um número de ULs bem inferior ao existente no banco de dados original,²³ uma vez que, tendo sido o cálculo final da variação de ambos realizado em tempo discreto (de acordo com as equações 7 e 8, respectivamente), comparando-se o ano final em relação ao ano inicial, foi preciso considerar apenas as ULs sobreviventes, a fim de minimizar distorções nos resultados finais;²⁴
- vii. todas as variáveis expressas em valores monetários foram transformadas para a unidade monetária brasileira atual (real). Além disso, uma vez compatibilizada a base de dados com as variáveis utilizadas no modelo (as variáveis observadas, neste caso), todas as variáveis expressas em valores correntes (nas respectivas moedas nacionais então em vigor) foram transformadas para valores constantes (em reais), utilizando-se como deflator o Índice de Preços por Atacado – Oferta Global (IPA-OG) da Fundação Getúlio Vargas (FGV-Rio).²⁵ Cabe ressaltar que, em virtude das mudanças de moedas ocorridas nos Planos de Estabilização implementados no período, foi preciso incorporar tais modificações nos deflatores de preços utilizados, consoante os conver-

22 Procedimento semelhante foi adotado por Olley e Pakes (1996).

23 Para se ter uma idéia, o número de ULs constante no banco de dados original para anos de 1988, 1994 e 1998 era de, respectivamente, 8.120, 10.803 e 40.251. O total de dados do setor “manutenção, reparação e instalação de máquinas” já se encontrava muito reduzido em 1998 (apenas 4 ULs), relativamente a 1988 (306 ULs) e 1994 (320 ULs), uma vez que no trabalho de cruzamento dos dados CNAE com o nível 100, elaborado por Muendler (2001, p. 51) para o período posterior a 1996 (conforme já descrito no item iv), este autor não incluiu o referido setor em sua tabela. De acordo com informações obtidas no Departamento de Indústria (DEIND) do IBGE, na fase de coleta e elaboração dos dados para este trabalho, Muendler, após ter distribuído a maior parte das ULs do setor “manutenção, reparação e instalação de máquinas” para os demais setores – o que sugere a irrelevância econômica relativa deste setor –, teria deixado remanescentes essas 4 ULs no banco de dados.

24 Nesse caso, não foi corrigido, em princípio, o viés de seleção para o caso da estimação da mudança de produtividade do trabalho e dos custos médios. Como apontado por Olley e Pakes (1996), o principal problema criado por um painel homogêneo de plantas (balanced panel) é superestimar os resultados relacionados à mudança de eficiência. No entanto, como mostraram Levinsohn e Petrin (2003), o estimador *between* (utilizado como método de regressão - ver Apêndice 1) é suficiente para minimizar vieses de seleção em painéis com amostra relativamente reduzida.

25 Toda a base de dados (corrente e deflacionada) foi armazenada em CD e encontra-se disponível com o autor deste artigo.

sores constantes em Muendler (2001, p. 18). Este procedimento só não foi adotado para o período posterior a 30 de junho de 1994, uma vez que a mudança monetária ali introduzida passou a ser incorporada aos deflatores pela FGV.

4 OS RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO

As Tabelas 1 e 2 mostram a evolução e a decomposição da produtividade do trabalho para os períodos 1988-1994 e 1994-1998, respectivamente. Enquanto os resultados concernentes à variação total da produtividade do trabalho (em percentuais acumulados) nos referidos períodos estão indicados na penúltima coluna das Tabelas 1 e 2, nas três colunas anteriores a esta estão indicadas as contribuições (em pontos percentuais) de cada um dos fatores explicativos da melhora ou piora da *performance* produtiva. Assim sendo, a variação total corresponde à soma algébrica dos pontos percentuais concernentes a cada uma das causas explicativas do aumento (ou redução) da produtividade, quais sejam, os **efeitos-emprego**, *market-share* e **residuais**. Além disso, os setores foram classificados segundo os ganhos de produtividade alcançados em cada período, seguindo os critérios usuais de agrupamento estatístico em quartis.

Comparando-se os dados das Tabelas 1 e 2, constata-se, de imediato, que os resultados bastante distintos com respeito aos ganhos de produtividade obtidos entre 1988 e 1994 (8,7%, correspondentes a um crescimento médio anual de 1,4%), de um lado, e 1994 e 1998 (21,6% ou 5% a.a.), de outro, refletiram as diferentes características da liberalização comercial e da conjuntura macroeconômica vigentes nesses dois subperíodos.²⁶ Como já mencionado, entre 1988 e 1994, o crescimento da produtividade do trabalho da indústria de transformação no Brasil foi de 8,7%, ou seja, um incremento médio anual de 1,4%. Nesse período, o principal fator explicativo para os ganhos de produtividade foi, predominantemente, o efeito-emprego (correspondente a 57% do total), indicando que, no processo de reestruturação inicial da economia brasileira, a maior parte das empresas privilegiou o enxugamento de mão-de-obra em suas estratégias de conformação ao novo ambiente competitivo. Ainda assim, a contribuição dos efeitos residuais (equivalentes a 40% do total), atribuíveis à incorporação de novas técnicas produtivas, externalidades econômicas positivas, aquisição de máquinas e equipamentos e demais fatores já descritos na apresentação do modelo de estimação, foi também importante para explicar os ganhos de produtividade do trabalho nesse subperíodo. Além disso, todos os setores apresentaram crescimento da produtividade do trabalho no período. Os ganhos de produtividade do trabalho na indústria de transformação obtidos entre 1994-1998 foram expressivamente superiores aos que haviam sido alcançados no período anterior. Esses resultados sugerem que após o Plano Real os cortes drásticos de tarifas de importação ocorridos em diversos setores,²⁷ aliados à expressiva apreciação da taxa de câmbio real, forçaram as empresas a um maior esforço de reestruturação produtiva. O novo ambiente de maior estabilidade de preços pode ter também contribuído para que os ganhos de produtividade do trabalho na indústria de transformação no período 1994-1998 tenham superado significativamente os do período 1988-1994.

26 Enquanto no período 1988-1994 a economia brasileira caracterizou-se por um ambiente de baixo crescimento e inflação crônica (com prováveis impactos negativos sobre o comportamento da eficiência produtiva), no período 1994-1998 o ambiente macroeconômico foi dominado por níveis baixos e estáveis de inflação e apreciação da taxa de câmbio real (com prováveis efeitos positivos sobre o comportamento da produtividade). Mais detalhes podem ser encontrados em Nassif (2003, cap. IV).

27 Ver Kume (1996).

Tabela 1 – Variação e decomposição da produtividade do trabalho no Brasil (1988-1994)

Nível	Unidades	Setores	Efeitos				Crescimento médio anual (em %)
			Emprego	Market- Share	Residuais	Total (em %)	
50	Locais						
Setores com elevados ganhos de produtividade do trabalho							
09	1	Manutenção, reparação e instalação de máquinas	16,37	-5,86	20,17	30,69	4,56
03	2	Extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis	20,10	7,15	2,01	29,26	4,37
11	12	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material eletrônico e de comunicações	12,60	0,26	7,87	20,74	3,19
05	12	Siderurgia	3,98	-1,80	18,17	20,34	3,13
17	32	Produção de elementos químicos não petroquímicos ou carboquímicos	12,26	2,09	3,19	17,54	2,73
10	41	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material elétrico	7,80	-0,12	6,49	14,17	2,23
16	19	Indústria da borracha	6,48	-0,29	6,89	13,08	2,07
13	33	Fabricação de outros veículos, peças e acessórios para veículos	7,32	0,27	4,95	12,53	1,99
Setores com ganhos médios de produtividade do trabalho							
23	27	Fabricação de artigos do vestuário e acessórios	6,67	1,20	3,47	11,34	1,81
18	25	Refino de petróleo e indústria petroquímica	5,27	-1,07	6,49	10,69	1,71
02	23	Extração de minerais (exclusive combustíveis minerais)	5,44	0,10	4,94	10,48	1,68
28	12	Resfriamento e preparação de leite e laticínios	6,51	0,84	2,45	9,80	1,57
29	2	Indústria do açúcar	4,55	1,12	4,04	9,71	1,56
25	26	Indústria do café	5,50	0,38	2,69	8,57	1,38
27	18	Abate e preparação de carnes	4,53	1,10	2,87	8,50	1,37
Setores com baixos ganhos de produtividade do trabalho							
06	18	Metalurgia dos não ferrosos	4,26	-1,47	4,97	7,76	1,25
04	78	Fabricação de produtos de minerais não metálicos	4,12	0,08	3,55	7,75	1,25
19	17	Fabricação de produtos químicos diversos	4,67	1,30	1,58	7,56	1,22
26	76	Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	3,91	-0,02	3,24	7,13	1,16
24	34	Fabricação de calçados e de artigos de couro e peles	4,34	0,91	1,85	7,10	1,15
08	72	Máquinas e equipamentos (incluindo tratores e máquinas rodoviárias)	3,32	-0,05	3,31	6,59	1,07
31	45	Outras indústrias alimentares e indústria de bebidas	3,30	0,01	2,69	5,99	0,97
Setores com muito baixos ganhos de produtividade do trabalho							
07	60	Fabricação de outros produtos metalúrgicos	3,41	0,14	2,43	5,98	0,97
15	57	Indústria de papel e gráfica	3,38	0,40	1,77	5,55	0,90
30	4	Fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação	5,53	-3,62	3,54	5,44	0,89
14	56	Serrarias e fabricação de artigos de madeira e do mobiliário	3,56	-0,28	2,13	5,41	0,88
21	37	Indústria de transformação de material plástico	2,76	0,05	1,75	4,55	0,75
20	34	Fabricação de produtos farmacêuticos e de perfumaria	1,84	-0,17	1,15	2,82	0,46
22	65	Indústria têxtil	1,15	-0,01	0,91	2,05	0,34
12	7	Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus	0,95	-0,58	1,07	1,44	0,24
Total	945		5,01	0,16	3,49	8,66	1,39
1° Quartil				0,97			
Mediana				1,31			
3° Quartil				1,94			

Tabela 2 - Variação e decomposição da produtividade do trabalho no Brasil (1994-1998)

Nível	Unidades	Setores	Efeitos			Crescimento médio anual (em %)	
			Emprego	Market-Share	Residuais		
50	Locais				Total (em %)		
Setores com elevados ganhos de produtividade do trabalho							
09	1	Manutenção, reparação e instalação de máquinas	37,36	7,13	19,48	63,97	13,16
05	12	Siderurgia	27,35	2,29	8,04	37,68	8,32
10	41	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material elétrico	16,65	0,15	16,69	33,49	7,49
12	7	Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus	25,18	4,26	1,51	30,95	6,97
02	23	Extração de minerais (exclusive combustíveis minerais)	20,38	1,11	8,81	30,30	6,84
16	19	Indústria da borracha	12,53	-0,32	18,04	30,25	6,83
03	2	Extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis	14,63	9,40	5,44	29,47	6,67
11	12	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material eletrônico e de comunicações	15,89	-0,56	14,12	29,45	6,67
Setores com ganhos médios de produtividade do trabalho							
13	33	Fabricação de outros veículos, peças e acessórios para veículos	12,32	-1,03	14,04	25,32	5,81
18	25	Refino de petróleo e indústria petroquímica	17,97	1,45	5,33	24,75	5,68
06	18	Metalurgia dos não ferrosos	9,84	3,72	10,39	23,95	5,51
30	4	Fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação	5,39	10,17	7,45	23,01	5,31
17	32	Produção de elementos químicos não petroquímicos ou carboquímicos	11,18	1,03	7,14	19,35	4,52
27	18	Abate e preparação de carnes	6,63	-1,34	11,61	16,89	3,98
31	45	Outras indústrias alimentares e indústria de bebidas	11,04	-1,25	6,47	16,25	3,84
Setores com baixos ganhos de produtividade do trabalho							
26	76	Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	9,06	-1,10	8,01	15,97	3,77
24	34	Fabricação de calçados e de artigos de couro e peles	7,73	-0,10	7,80	15,43	3,65
23	27	Fabricação de artigos do vestuário e acessórios	5,77	-1,60	11,08	15,25	3,61
19	17	Fabricação de produtos químicos diversos	7,38	-0,89	8,26	14,76	3,50
28	12	Resfriamento e preparação de leite e laticínios	6,45	-0,27	8,53	14,71	3,49
29	2	Indústria do açúcar	9,81	-0,24	4,35	13,92	3,31
04	78	Fabricação de produtos de minerais não metálicos	5,46	-0,09	8,45	13,82	3,29
Setores com muito baixos ganhos de produtividade do trabalho							
07	60	Fabricação de outros produtos metalúrgicos	5,64	-0,16	6,43	11,91	2,85
08	72	Máquinas e equipamentos (incluindo tratores e máquinas rodoviárias)	6,36	0,13	4,79	11,28	2,71
25	26	Indústria do café	5,05	-0,34	5,43	10,14	2,44
21	37	Indústria de transformação de material plástico	5,98	0,66	3,35	9,99	2,41
15	57	Indústria de papel e gráfica	5,11	0,24	4,24	9,59	2,32
20	34	Fabricação de produtos farmacêuticos e de perfumaria	4,95	-0,01	2,53	7,47	1,82
22	65	Indústria têxtil	2,60	0,09	1,92	4,61	1,13
14	56	Serrarias e fabricação de artigos de madeira e do mobiliário	0,79	0,08	0,32	1,20	0,30
Total 945			11,68	1,23	8,74	21,65	5,02
1º Quartil				2,96			
Mediana				3,80			
3º Quartil				6,45			

Além disso, dos 21,6% dos ganhos totais de produtividade acumulados no período 1994-1998, as contribuições dos **efeitos-emprego** (54% do total) continuaram superando os **efeitos residuais** (40% do total). Esses resultados sugerem que após o Plano Real as empresas continuaram privilegi-

ando o enxugamento de mão-de-obra (explicado pelo **efeito-emprego**)²⁸ em suas estratégias de ajustamento e reestruturação produtiva,²⁹ apesar de a incorporação de técnicas produtivas mais próximas da fronteira internacional, via aquisição de bens de capital ou mesmo maior esforço tecnológico endógeno às decisões estratégicas das empresas (explicada pelos **efeitos residuais**), ter sido também importante para explicar os ganhos de produtividade ocorridos no período

Essa constatação permite apontar respostas mais precisas para uma das controvérsias do debate sobre o aumento da produtividade do trabalho no Brasil na década de 1990. Embora esse debate tenha levado a um maior consenso sobre o papel fundamental da liberalização comercial para os ganhos de produtividade obtidos no período,³⁰ havia relativo desacordo com respeito às fontes principais desses ganhos. Feijó e Carvalho (1994) ressaltaram que o aumento de produtividade teria tido como principais fontes explicativas a incorporação de inovações tecnológicas propriamente ditas e as mudanças de métodos gerenciais. Salm, Sabóia e Carvalho (1997), por meio de um *survey* realizado com firmas líderes, chegaram a encontrar expressiva correlação entre o incremento de produtividade em doze setores industriais e o grau de adoção de novos métodos gerenciais. Amadeo e Gonzaga (1996), embora reconhecendo o peso exercido pelas mudanças organizacionais e pela terceirização de atividades produtivas em diversos setores da indústria, acentuaram o papel das importações de máquinas, equipamentos e demais componentes importados.

É importante ressaltar que o trabalho de Muendler (2004) foi pioneiro no esforço de quantificar as forças causais dos ganhos de produtividade na indústria de transformação no Brasil. No modelo proposto pelo autor, a liberalização comercial pode afetar a mudança de produtividade por meio de três fatores causais: o acesso mais barato a insumos estrangeiros (notadamente máquinas e equipamentos); a pressão competitiva oriunda da entrada potencial ou efetiva de produtos importados; e a “depuração” proporcionada pela saída de firmas ineficientes de cada um dos setores formadores da indústria manufatureira como um todo.³¹ No entanto, por trabalhar com o critério de produtividade total dos fatores (PTF), seu modelo não permite decompor, mensurar e responder se os ganhos de produtividade obtidos foram resultantes de enxugamento de mão-de-obra ou incorporação de novas técnicas produtivas, como propõe o modelo utilizado no presente artigo.

As evidências empíricas aqui apresentadas são inequívocas a esse respeito: tanto na primeira etapa do processo de liberalização comercial (1988-1994) quanto no período posterior ao Plano Real (1994-1998), o enxugamento de mão-de-obra funcionou como a força motora fundamental dos ganhos totais de produtividade na indústria de transformação, ainda que a incorporação de novas tecnologias e variantes tenha também atuado como fonte expressiva desses ganhos. **Grosso modo**, seria lícito afirmar que o desemprego de mão-de-obra, consubstanciado pela maior racionalização da produção nas plantas produtivas existentes, foi a principal fonte explicativa dos ganhos de produtividade da indústria de transformação brasileira ao longo de todo o período analisado (1988-1998).

28 É preciso lembrar que, seguindo o significado do primeiro componente explicativo da variação da produtividade (o **efeito-emprego**), a substituição de trabalho por capital neste caso não implica, necessariamente, incorporação de novos bens de capital ao processo produtivo (caso do terceiro componente, os **efeitos residuais**), mas que o mesmo estoque de capital preexistente está sendo utilizado com menor quantidade de mão-de-obra ocupada. O aumento da relação capital-trabalho, neste caso, tem caráter “recessivo”, porque o aumento da produtividade é obtido, *ceteris paribus*, sem que haja incremento de novos investimentos.

29 Evidentemente, o modelo econométrico não permite separar as principais forças explicativas da incorporação e difusão de inovações tecnológicas.

30 Houve, no entanto, quem discordasse. Silva *et alii* (1993), por exemplo, suspeitavam que, em vez da liberalização comercial, os ganhos de produtividade obtidos na primeira metade dos anos de 1990 estivessem associados à forte recessão do início da década, cujos efeitos teriam impedido a incorporação de técnicas modernas via investimentos e muito menos via novos métodos gerenciais.

31 Com base em dados extraídos da PIA-Empresa do IBGE, o autor concluiu neste artigo que as duas últimas forças foram preponderantes para explicar o aumento da produtividade total dos fatores no período 1986-1998, enquanto o acesso a insumos estrangeiros teve menor importância.

Tabela 3 - Variação e decomposição dos custos médios no Brasil (1988-1994)

Nível	Unidades	Setores	Efeitos				Variação média anual (em %)
			Escala	Market- Share	Residuais	Total (em %)	
50	Locais						
		Setores com expressivas reduções de custos unitários					
11	26	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material eletrônico e de comun.	-15,22	-3,64	-0,25	-19,11	-5,16
26	132	Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	-6,79	-5,17	-7,08	-19,03	-5,14
06	43	Metalurgia dos não ferrosos	-31,07	2,09	11,68	-17,31	-4,64
12	27	Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus	-15,95	-0,69	2,38	-14,26	-3,77
14	124	Serrarias e fabricação de artigos de madeira e do mobiliário	-5,83	-0,68	-4,28	-10,79	-2,81
03	7	Extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis	-13,18	1,52	1,33	-10,33	-2,69
17	101	Produção de elementos químicos não petroquímicos ou carboquímicos	-3,59	-0,44	-5,99	-10,03	-2,61
22	146	Indústria têxtil	-1,28	-0,13	-8,34	-9,75	-2,53
		Setores com reduções médias de custos unitários					
08	144	Máquinas e equipamentos (incluindo tratores e máquinas rodoviárias)	-2,50	-0,26	-6,81	-9,57	-2,48
20	59	Fabricação de produtos farmacêuticos e de perfumaria	-4,84	1,89	-6,17	-9,12	-2,36
04	139	Fabricação de produtos de minerais não metálicos	-0,39	0,61	-8,94	-8,73	-2,26
21	89	Indústria de transformação de material plástico	-3,28	-0,78	-3,46	-7,51	-1,93
15	142	Indústria de papel e gráfica	-0,73	1,40	-7,96	-7,29	-1,87
31	112	Outras indústrias alimentares e indústria de bebidas	-1,03	0,40	-6,18	-6,81	-1,75
25	47	Indústria do café	-5,96	-0,13	-0,13	-6,21	-1,59
		Setores com baixas reduções de custos unitários					
18	45	Refino de petróleo e indústria petroquímica	-4,21	-0,59	-0,73	-5,53	-1,41
19	45	Fabricação de produtos químicos diversos	-2,43	1,78	-4,64	-5,29	-1,35
10	78	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material elétrico	-1,93	0,34	-2,56	-4,15	-1,05
29	14	Indústria do açúcar	-3,34	0,73	-1,31	-3,92	-0,99
02	44	Extração de minerais (exclusive combustíveis minerais)	-11,42	-0,78	9,28	-2,91	-0,74
09	4	Manutenção, reparação e instalação de máquinas	-1,15	-0,91	-0,42	-2,49	-0,63
28	39	Resfriamento e preparação de leite e laticínios	1,29	-0,21	-2,48	-1,41	-0,35
		Setores com muito baixas reduções de custos unitários					
13	63	Fabricação de outros veículos, peças e acessórios para veículos	-1,30	2,36	-2,09	-1,03	-0,26
27	51	Abate e preparação de carnes	1,26	3,65	-4,41	0,51	0,13
24	65	Fabricação de calçados e de artigos de couro e peles	1,41	4,52	-4,20	1,74	0,43
23	61	Fabricação de artigos do vestuário e acessórios	3,58	1,78	-2,19	3,18	0,79
05	34	Siderurgia	-9,05	5,34	7,52	3,81	0,94
16	38	Indústria da borracha	-6,71	-1,55	23,05	14,79	3,51
07	169	Fabricação de outros produtos metalúrgicos	-3,90	-0,76	19,75	15,10	3,58
30	16	Fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação	-6,47	18,47	10,08	22,09	5,12
Total	2104		-4,59	0,46	-1,39	-5,52	-0,81
		1º Quartil		-9,71			
		Mediana		-5,87			
		3º Quartil		-1,12			

Tabela 4 – Variação e decomposição dos custos médios no Brasil (1994-1998)

Nível	Unidades	Setores	Efeitos				Variação média anual (em %)
			Escala	Market- Share	Residuais	Total (em %)	
Setores com expressivas reduções de custos unitários							
07	169	Fabricação de outros produtos metalúrgicos	0,61	1,15	-42,36	-40,60	-12,21
30	16	Fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação	-25,91	-23,64	10,58	-38,98	-11,62
27	51	Abate e preparação de carnes	-7,60	-7,04	-13,15	-27,79	-7,82
05	34	Siderurgia	-21,47	-18,52	15,84	-24,14	-6,68
28	39	Resfriamento e preparação de leite e laticínios	-5,56	-4,91	-2,97	-13,44	-3,54
06	43	Metalurgia dos não ferrosos	-15,49	-13,67	17,55	-11,61	-3,04
24	65	Fabricação de calçados e de artigos de couro e peles	-8,22	-6,11	3,37	-10,96	-2,86
02	44	Extração de minerais (exclusive combustíveis minerais)	-1,65	-3,19	-0,43	-5,27	-1,34
Setores com reduções médias de custos unitários							
20	59	Fabricação de produtos farmacêuticos e de perfumaria	-7,42	-5,17	7,56	-5,03	-1,28
23	61	Fabricação de artigos do vestuário e acessórios	-5,86	-4,78	5,90	-4,74	-1,21
31	112	Outras indústrias alimentares e indústria de bebidas	-2,93	-2,44	0,92	-4,45	-1,13
17	101	Produção de elementos químicos não petroquímicos ou carboquímicos	-3,17	-1,59	0,47	-4,29	-1,09
10	78	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material elétrico	-2,49	-1,78	0,16	-4,11	-1,04
22	146	Indústria têxtil	-1,99	-1,57	0,01	-3,55	-0,90
08	144	Máquinas e equipamentos (incluindo tratores e máquinas rodoviárias)	-2,37	-2,09	1,01	-3,44	-0,87
Setores com baixas reduções de custos unitários							
15	142	Indústria de papel e gráfica	-3,49	-2,14	2,37	-3,26	-0,82
04	139	Fabricação de produtos de minerais não metálicos	-1,87	-1,38	0,36	-2,89	-0,73
14	124	Serrarias e fabricação de artigos de madeira e do mobiliário	-2,37	-1,61	1,23	-2,75	-0,69
18	45	Refino de petróleo e indústria petroquímica	-1,58	0,64	-1,59	-2,53	-0,64
21	89	Indústria de transformação de material plástico	-1,18	-0,51	-0,09	-1,78	-0,45
11	26	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material eletrônico e de comunicações	-3,34	-2,40	4,45	-1,30	-0,33
26	132	Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	-0,38	0,00	-0,50	-0,88	-0,22
Setores com muito baixas reduções de custos unitários							
13	63	Fabricação de outros veículos, peças e acessórios para veículos	-1,54	-1,10	2,24	-0,40	-0,10
29	14	Indústria do açúcar	-0,35	-1,72	2,24	0,17	0,04
03	7	Extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis	1,57	0,29	-0,05	1,81	0,45
19	45	Fabricação de produtos químicos diversos	-5,99	-4,40	12,39	2,00	0,50
16	38	Indústria da borracha	0,32	4,13	2,01	6,46	1,58
12	27	Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus	1,84	-3,04	16,92	15,72	3,72
25	47	Indústria do café	10,43	10,17	-3,72	16,89	3,98
09	4	Manutenção, reparação e instalação de máquinas	5,81	8,93	3,23	17,97	4,22
Total	2104		-5,07	-4,11	0,10	-9,07	-1,88
1º Quartil				-5,21			
Mediana				-3,35			
3º Quartil				-0,52			

Cabe observar, no entanto, que, em nenhum dos dois períodos analisados, a contração de força de trabalho prevaleceu sobre as demais fontes em todos os setores da indústria manufatureira brasileira. Entre 1988 e 1994, por exemplo, os setores de "manutenção, reparação e instalação de

máquinas", "siderurgia", "petroquímica" e "metalurgia dos não-ferrosos" tiveram nos efeitos residuais sua principal fonte dos ganhos totais de produtividade. Entre 1994 e 1998, supostamente beneficiando-se de uma conjuntura que combinava inflação relativamente baixa e estável com taxa de câmbio real apreciada, um número ainda maior de setores da indústria brasileira (13, num total de 30) teve como fonte principal de seus ganhos de eficiência produtiva a incorporação de novas técnicas produtivas, aquisições de máquinas e equipamentos e outros efeitos residuais, destacando-se "vestuário e acessórios", "abate e preparação de carnes", "indústria da borracha", "preparação de leite e laticínios" e "outros veículos" (onde se inclui o segmento produtor de aeronaves).

Como mostram as Tabelas 3 e 4, por seu turno, foram notórias as reduções dos custos unitários na indústria de transformação brasileira em termos reais nos dois períodos e, à semelhança dos resultados obtidos para a produtividade do trabalho, os cortes de custos médios acumulados entre 1994 e 1998 foram mais expressivos do que os verificados entre 1988 e 1994. Outra constatação interessante revelada pelos resultados acerca dos componentes explicativos da mudança dos custos unitários reais é que os efeitos residuais, decorrentes da incorporação de inovações tecnológicas e externalidades econômicas positivas – ao contrário do que havia ocorrido com o aumento da produtividade do trabalho ao longo de todo o período analisado (1988-1998) –, pouco contribuíram para explicar as reduções nos custos médios da indústria de transformação como um todo. De fato, a contribuição dos efeitos residuais de apenas -1,4 ponto percentual entre 1988 e 1994, e de praticamente zero entre 1994 e 1998, sugere que houve absorção de novas técnicas produtivas (conforme os resultados decompostos para a produtividade do trabalho, já analisados consoante as Tabelas 1 e 2), mas que não foram estas as responsáveis principais pelas reduções de custos médios reais efetivados ao longo do período como um todo (1988-1998).

Como mostram os dados, nos dois períodos os cortes de custos médios em termos reais foram proporcionados principalmente por maiores ganhos de escala (-4,6 pontos percentuais entre 1988-1994 e -5,1 pontos percentuais entre 1994-1998, ou 83% e 56% do total, respectivamente), embora se constate também que no período 1994-1998 o *efeito market-share* tenha sido um importante fator explicativo das reduções de custos unitários observados na indústria de transformação (representando -4,1 pontos percentuais, ou 45% do total).

Também no caso dos ganhos de eficiência por redução de custos unitários reais, embora a contribuição dos efeitos residuais tenha sido praticamente desprezível para a média da indústria, essa conclusão não é válida para todos os setores. Entre 1988 e 1994, a incorporação de novas técnicas produtivas e demais efeitos residuais foram responsáveis por mais de 100% da redução total dos custos médios reais nas indústrias de "fabricação de outros veículos", "preparação de leite e laticínios", "papel e gráfica" e "minerais não-metálicos", tendo também atuado como fonte principal para tais ganhos de eficiência nos setores de "alimentos e bebidas", "químicos diversos", "têxtil", "máquinas e equipamentos", dentre outros. No período posterior ao Plano Real, contudo, apenas as indústrias de "outros produtos metalúrgicos", "abate e preparação de carnes", "petroquímica" e "produtos de origem vegetal (incluindo fumo)" tiveram nos efeitos residuais sua principal componente de redução dos custos médios reais.

Por outro lado, com o objetivo de avaliar os ganhos de eficiência técnica da indústria de transformação ao longo do período como um todo (1988-1998), procurei consolidar os ganhos de produtividade do trabalho e as reduções de custos médios obtidos nos dois períodos (1988-1994 e 1994-1998), consoante os resultados apresentados e analisados anteriormente. Para a consolidação e classificação final dos setores da indústria de transformação de acordo com os ganhos de eficiência técnica (ver Tabela 5, a seguir), foram adotados os seguintes procedimentos:

- i. as variações totais da produtividade do trabalho e dos custos médios acumuladas por cada setor no período como um todo (1988-1998) foram calculadas a partir dos respectivos resultados obti-

dos em cada um dos dois subperíodos (1988-1994 e 1994-1998). A título de exemplo, a variação total acumulada da produtividade do trabalho da “siderurgia” no período 1988-1998 resultou da consolidação dos ganhos de produtividade acumulados por essa indústria entre 1988-1994 (20,34%) e 1994-1998 (37,68%). Logo, a variação total acumulada da produtividade pelo referido setor entre 1988-1998 foi de $\{[1,2034 \times 1,3768] \times 100\} = 65,68\%$. Procedimento análogo foi adotado para a obtenção da variação total acumulada dos custos médios no período como um todo (1988-1998);

- ii. a classificação final de cada setor segundo o grau de eficiência técnica passou a ser o resultado de uma soma em que as notas (em ordem crescente de *performance*) variam de 1 (um) a 4 (quatro). Neste caso, por exemplo, dois setores distintos que, em termos de ganhos de produtividade acumulados no período 1988-1998 tenham sido agrupados no quarto e primeiro quartis, respectivamente, receberiam notas 4 (máxima) e 1 (mínima), também respectivamente; adicionalmente, se estes mesmos setores, em termos de suas respectivas reduções acumuladas de custos unitários no período como um todo, tivessem sido agrupados no quarto e primeiro quartis, receberiam notas 1 (máxima) e 4 (mínima), respectivamente;³²
- iii. por fim, a classificação final é o resultado consolidado da soma das pontuações obtidas para os resultados em termos de ganhos de produtividade e de reduções de custos médios no período como um todo (1988-1998), de modo que o *ranking* é apresentado em ordem decrescente de acordo com os ganhos de eficiência técnica, como mostram os dados da Tabela 5.³³ Nos casos de setores que tenham obtido idêntica pontuação final, o critério para desempate foi escolher o que tenha tido melhor *performance* em termos de ganhos de produtividade do trabalho no período como um todo, casos, por exemplo, dos setores “extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis” e “fabricação de aparelhos, equipamentos e material elétrico”, dentre outros.

Cabe ressaltar, no entanto, que essa nova classificação comporta apenas três grupos de setores (e não mais quatro, como nas classificações anteriores): **setores com elevados ganhos de eficiência técnica; setores com ganhos médios de eficiência técnica; e setores com baixos ganhos de eficiência técnica.**³⁴ Sendo assim, a Tabela 5 discrimina os setores da indústria de transformação brasileira segundo os ganhos de eficiência técnica obtidos no período posterior à liberalização comercial (1988-1998).

32 Como se pode observar nas Tabelas 3 e 4, os setores agrupados no quarto e primeiro quartis são os de piores e melhores resultados, respectivamente, justificando, portanto, que no caso da *performance* em termos de redução dos custos médios, os setores classificados no quarto quartil devem ter nota mínima (1) e os classificados no primeiro quartil, nota máxima (4).

33 A metodologia de classificação está resumida no rodapé da Tabela 5.

34 Uma vez que as regressões referentes aos períodos 1988-1994 e 1994-1998 tomaram por base tamanhos de amostras distintos, a redução para três grupos foi feita para se evitar distorções quantitativas sobre a *performance* consolidada dos setores em termos de seus respectivos níveis de eficiência técnica. O caso da “siderurgia” é paradigmático a esse respeito: por um critério puramente qualitativo, o setor poderia terminar classificado como de médios ganhos de eficiência técnica ou até mesmo de baixos ganhos de eficiência técnica se o critério fosse de divisão em quatro grupos, tendo em vista os diferentes resultados alcançados na evolução da produtividade do trabalho (muito baixos ganhos entre 1988-1994 e ganhos médios entre 1994-1998) e de custos unitários (muito baixas reduções entre 1988-1994 e expressivas reduções entre 1994-1998). Pelo novo critério, elimina-se a distorção: os ganhos médios de produtividade do trabalho e as expressivas reduções de custos unitários obtidos no período 1994-1998 mais do que compensaram os resultados medíocres alcançados nos anos 1988-1994, de modo que, na consolidação final, o setor siderúrgico revelou-se como o de melhor *performance* em termos de ganhos de eficiência técnica da indústria de transformação brasileira.

Tabela 5 – Classificação dos setores da indústria de transformação brasileira, segundo o ranking de eficiência técnica

Nível 50	Setores	Produtividade do trabalho Variação total acumulada - 1988-1998 - (em %)	Custos médios Variação total acumulada - 1988-1998 (em %)	Pontuação		
				P88-98	C88-98	Soma
Setores com elevados ganhos de eficiência técnica						
05	Siderurgia	65,68	-21,25	4	4	8
11	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material eletrônico e de comunicações	56,30	-20,16	4	4	8
06	Metalurgia dos não ferrosos	33,57	-26,91	3	4	7
30	Fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação	29,71	-25,50	3	4	7
27	Abate e preparação de carnes	26,83	-27,42	3	4	7
03	Extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis	67,35	-8,71	4	2	6
10	Fabricação de aparelhos, equipamentos e material elétrico	52,41	-8,09	4	2	6
02	Extração de mineral (exclusive combustíveis minerais)	43,96	-8,03	4	2	6
17	Produção de elementos químicos não petroquímicos ou carboquímicos	40,29	-13,89	3	3	6
28	Resfriamento e preparação de leite e laticínios	25,95	-14,66	2	4	6
Setores com ganhos médios de eficiência técnica						
26	Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	24,24	-19,75	2	4	6
09	Manutenção, reparação e instalação de máquinas	114,29	15,03	4	1	5
16	Indústria da borracha	47,28	22,20	4	1	5
13	Fabricação de outros veículos, peças e acessórios para veículos	41,03	-1,43	4	1	5
18	Refino de petróleo e indústria petroquímica	38,08	-7,92	3	2	5
31	Outras indústrias alimentares e indústria de bebidas	23,22	-10,97	2	3	5
04	Fabricação de produtos de minerais não metálicos	22,64	-11,36	2	3	5
07	Fabricação de outros produtos metalúrgicos	18,60	-31,63	1	4	5
12	Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus	32,83	-0,78	3	1	4
23	Fabricação de artigos do vestuário e acessórios	28,33	-1,71	3	1	4
Setores com baixos ganhos de eficiência técnica						
24	Fabricação de calçados e de artigos de couro e peles	23,63	-9,41	2	2	4
08	Máquinas e equipamentos (incluindo tratores e máquinas rodoviárias)	18,60	-12,68	1	3	4
20	Fabricação de produtos farmacêuticos e de perfumaria	10,50	-13,69	1	3	4
22	Indústria têxtil	6,75	-12,95	1	3	4
14	Serrarias e fabricação de artigos de madeira e do mobiliário	6,67	-13,24	1	3	4
29	Indústria do açúcar	24,98	-3,76	2	1	3
19	Fabricação de produtos químicos diversos	23,43	-3,40	2	1	3
15	Indústria de papel e gráfica	15,68	-10,31	1	2	3
21	Indústria de transformação de material plástico	15,00	-9,16	1	2	3
25	Indústria do café	19,57	9,63	1	1	2
1° Quartil		20,34	-14,47			
Mediana		26,39	-10,64			
3° Quartil		40,85	-4,80			
Pontuação utilizada: 1° Quartil		1	4			
2° Quartil		2	3			
3° Quartil		3	2			
4° Quartil		4	1			

Com relação aos resultados ilustrados na Tabela 5, cabem algumas observações:

- i. note-se que o grupo de setores que obtiveram elevados ganhos de eficiência técnica é bastante diversificado quanto à natureza de sua base tecnológica, contendo ali uma indústria tradicional de tecnologia predominantemente intensiva em capital (“siderurgia”), setores também capital-

- intensivos, mas com uso expressivo de recursos naturais em seu processo produtivo (“extração de petróleo e gás natural, carvão e outros combustíveis” e “produção de elementos químicos não-petroquímicos ou carboquímicos”), indústrias cujos processos de produção utilizam, de forma intensiva ou relativamente expressiva, recursos naturais e/ou mão-de-obra existentes em abundância no País (“fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação”, “abate e preparação de carnes”, “extração de minerais - exclusive combustíveis minerais” e “resfriamento e preparação de leites e laticínios”)e até indústrias que estão na vanguarda do progresso técnico mundial (“fabricação de aparelhos, equipamentos e material eletrônico e de comunicações” e “fabricação de aparelhos, equipamentos e material elétrico”);
- ii. também no grupo de setores que obtiveram os mais elevados ganhos de eficiência técnica no Brasil após a liberalização comercial encontram-se cinco indústrias que conseguiram apresentar, simultaneamente, resultados considerados excelentes tanto em termos dos ganhos acumulados de produtividade do trabalho quanto em termos de reduções dos seus custos unitários reais, casos da “siderurgia”, “fabricação de aparelhos, equipamentos e material eletrônico e de comunicações”, “metalurgia dos não-ferrosos”, “fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação” e “abate e preparação de carnes”;
 - iii. o grupo de setores que obtiveram ganhos médios de eficiência técnica contém segmentos cujos processos de produção são intensivos em capital e/ou tecnologia, casos de “fabricação de outros veículos, peças e acessórios para veículos” (devido à presença do segmento produtor de aeronaves comerciais de médio porte), “refino de petróleo e indústria petroquímica”, “fabricação de produtos de minerais não-metálicos” e “fabricação de automóveis, caminhões e ônibus”; ainda assim, destacam-se neste grupo dois setores que, a despeito de terem revelado ganhos expressivos de produtividade do trabalho acumulados no período, tiveram aumentos significativos de custos médios reais (casos da “manutenção, reparação e instalação de máquinas”³⁵ e “indústria da borracha”);
 - iv. mesmo no grupo de indústrias que alcançaram os mais baixos ganhos de eficiência técnica, todas obtiveram ganhos acumulados de produtividade do trabalho, e à exceção da “indústria do café”, todas as demais conseguiram reduzir os seus custos médios reais ao longo do período da liberalização comercial como um todo (1988-1998).

5 CONCLUSÃO

Em consonância com os resultados já divulgados pela maior parte dos trabalhos de investigação sobre o tema, as evidências empíricas derivadas do modelo de estimação com base em dados de plantas industriais, apresentado neste artigo, confirmam que os anos de 1990 marcaram a retomada do ritmo de crescimento da produtividade do trabalho na economia brasileira, depois de um período de forte declínio e estagnação na segunda metade da década anterior. Os resultados mostraram ganhos de produtividade e redução dos custos médios reais na indústria de transformação brasileira entre 1988 e 1998, período correspondente à deflagração e consolidação do processo de liberalização comercial no Brasil.

As vantagens do modelo aqui apresentado é que ele permite também decompor e mensurar as contribuições das principais fontes dos ganhos de eficiência técnica e, ao isolar o componente emprego, dar respostas mais consistentes para uma das perguntas que alimentaram o debate sobre a origem dos ganhos de produtividade na indústria manufatureira ao longo dos anos de 1990. Com

³⁵ A mais elevada *performance* em termos dos ganhos de produtividade do trabalho acumulados pelo setor de “manutenção, reparação e instalação de máquinas” deve ser analisada com cautela, haja vista o reduzidíssimo tamanho da amostra neste caso (apenas uma unidade local).

efeito, nos períodos analisados (1988-1994 e 1994-1998), a retração do nível de emprego industrial foi responsável por mais de 50% dos ganhos de produtividade da indústria de transformação (da ordem de 1,4% a.a. e 5,0% a. a., respectivamente), ao passo que os elementos ligados às inovações, mudanças de técnicas produtivas, importações de máquinas e equipamentos e demais forças “residuais” representaram cerca de 40% desses ganhos antes e após o Plano Real. Além disso, a indústria manufatureira brasileira experimentou retração dos custos médios reais (da ordem de -0,8% a.a. entre 1988-1994 e -1,9% a.a. entre 1994-1998), mas, neste caso, os benefícios proporcionados por economias de escala foram a principal fonte explicativa nos dois períodos analisados (correspondentes a cerca de 85% do total entre 1988-1994 e de 55,9% entre 1994-1998), ainda que os ganhos de *market-share* por parte de plantas consideradas eficientes tenham sido também importantes para explicar os cortes dos custos unitários no subperíodo 1994-1998 (representando cerca de 45% do total desses cortes). Como balanço geral, os resultados revelam que a diminuição do nível de emprego – neste caso, pelo aumento da relação capital-trabalho – atuou como a principal força motriz dos ganhos de produtividade, ao passo que as economias de escala foram a fonte mais relevante para proporcionar a retração dos custos médios reais no período como um todo (1988-1998).

Na consolidação geral dos resultados, conclui-se que todos os setores da indústria de transformação obtiveram ganhos de produtividade no período como um todo (1988-1998). Nesse mesmo período, os três únicos setores que experimentaram aumento dos custos médios reais foram a “indústria da borracha”, “indústria do café” e a de “manutenção, reparação e instalação de máquinas”. Como balanço final dos ganhos de eficiência técnica (produtividade e custos unitários) obtidos entre 1988 e 1998 figuraram como “campeões” (em ordem decrescente) os setores de “siderurgia”, “fabricação de aparelhos, equipamentos e material eletrônico e de comunicações”, “metalurgia dos não-ferrosos”, “fabricação e refino de óleos vegetais e de gorduras para alimentação” e “abate e preparação de carnes”.

Finalmente, como os maiores ganhos de eficiência técnica ocorreram justamente no período 1994-1998, é lícito suspeitar de que não apenas o novo ambiente de inflação baixa e estável como também a redução da taxa de câmbio real atuaram como forças macroeconômicas coadjuvantes desse desempenho. Embora o modelo de estimação aqui apresentado não se tenha proposto fazer o controle dessas variáveis, a hipótese mais provável é que elas tenham atuado em conjunto com os impactos diretos da liberalização comercial propriamente dita em prol dos ganhos de eficiência técnica efetivados pela indústria de transformação brasileira.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amadeo, Edward J.; Gonzaga, Gustavo. *Salário, produtividade e câmbio: uma análise do custo unitário na indústria brasileira (1985-1995)*. Rio de Janeiro: Departamento de Economia/PUC, 1996.
- Bonelli, Regis. Labor productivity in Brazil during the 1990's. *Texto para Discussão* n. 906. Rio de Janeiro: IPEA, 2002.
- Bonelli, Regis; Fonseca, Renato. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 28, n. 2, p. 273-314, agosto 1998.
- Bruno, Michael. Duality, intermediate inputs and value-added. In: Fuss, M.; McFadden, D.L. (eds), *Production economics: a dual approach to theory and applications*, V. 2 (Applications of the Theory of Production). Amsterdam: North Holland, 1978.
- Cornwell, C.; Sickles, R.; Schmidt, P. Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels. *Journal of Econometrics* 45, p. 185-200, 1990.

- Chen, E.K.Y., The Total Factor Productivity Debate: Determinants of Economic Growth in East Asia. *Asian-Pacific Economic Literature*, v. 11, n. 1, p. 18-39, May 1997.
- Feijó, Carmen A.; Carvalho, Paulo G. M. Sete teses equivocadas sobre o aumento da produtividade industrial nos anos recentes. *Boletim de Conjuntura*. Rio de Janeiro: IE/UFRJ, 1994.
- Greene, William H. *Econometric analysis*. New Jersey: Prentice-Hall, 1997.
- Griliches, Zvi; Hausman, Jerry A. Errors in variables in panel data. *Journal of Econometrics*, North-Holland 31, p. 93-118, 1986.
- Grossman, Gene M.; Helpman, Elhanan. *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge (Mass.): The MIT Press, 1991.
- Hay, Donald A. The post 1990 Brazilian trade liberalization and the performance of large manufacturing firms: productivity, market share and profits. *The Economic Journal*, v. 111, n. 473, p. 620-641, July 2001.
- IBGE. *Pesquisa industrial*. V. 13, n. 2, p. 1-143. Rio de Janeiro: IBGE, 1994.
- Levinsohn, James; Petrin, Amil. Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *The Review of Economic Studies*, 70, p. 317-342, 2003.
- Muendler, Marc-Andreas. *The pesquisa industrial anual, 1986-1998: a detective's report*. Rio de Janeiro, 2001. Mimeografado. Disponível no website: socrates.berkeley.edu/muendler/.
- _____. Trade, technology, and productivity: a study of Brazilian manufacturers, 1986-1998. *CESifo Working Paper*, 1148, March 2004.
- Nassif, André. *Liberalização comercial e eficiência econômica: a experiência brasileira*. 2003. Tese (Doutorado), Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, março.
- Nelson, Richard; Pack, Howard. The Asian miracle and modern growth theory. *The Economic Journal*, v. 109, n. 457, p. 416-436, 1999.
- Nelson, Richard R. Research on productivity growth and productivity differences: dead ends and new departures. In: Nelson, R., *The sources of economic growth*. Cambridge, Mas.: Harvard University Press, 1996 (publicado originalmente em *Journal of Economic Literature*, setembro, 1981).
- Olley, G. Steven; Pakes, Ariel. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. *Econometrica*, 64, p. 1263-1297, 1996.
- Rossi Jr., José L.; Ferreira, Pedro C. Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 29, n. 1, p. 1-36, abril 1999.
- Salm, Cláudio; Sabóia, João; Carvalho, Paulo G. M. Produtividade na indústria brasileira: questões metodológicas e novas evidências empíricas. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 27, n. 2, p. 377-396, agosto 1997.
- Schor, Adriana. Heterogeneous productivity response to tariff reduction: evidence from Brazilian manufacturing firms. *Journal of Development Economics*, v. 75, n. 2, p. 373-396, December 2004.
- Silva, A. B. O. de et alii. Restropectiva da economia brasileira. In: *Perspectiva da economia brasileira – 1994*. Rio de Janeiro: IPEA, 1993.
- The Economist*. A productivity primer. November 4th, 2004.
- Tybout, James R. Linking trade and productivity: new research directions. *The World Bank Economic Review*, Washington: The World Bank, v. 6, n. 2, p. 189-211, 1992.
- _____. Heterogeneity and productivity growth: assessing the evidence. In: Roberts, Mark J.; Tybout, James R., *Industrial evolution in developing countries: a preview*. Oxford: Oxford University Press, 1996.
- Tybout, James R.; Westbrook, M. Daniel. Trade liberalization and the dimensions of efficiency change in Mexican manufacturing industries. *Journal of International Economics* 39 (0000), p. 53-78, 1995.

APÊNDICE 1 - PASSOS PARA A IMPLEMENTAÇÃO DAS REGRESSÕES PARA A ESTIMAÇÃO DA VARIAÇÃO DOS CUSTOS MÉDIOS E DA PRODUTIVIDADE DO TRABALHO NOS PERÍODOS 1988-1994 E 1994-1998

I - PARA A ESTIMAÇÃO DA VARIAÇÃO DOS CUSTOS MÉDIOS REAIS

A implementação econométrica das regressões, cuja metodologia encontra-se descrita e analisada na seção 2, seguiu os seguintes passos para a estimação da variação dos custos médios reais nos períodos 1988-1994 e 1994-1998.

Primeiro passo: execução das regressões pelo método *between*

A regressão é obtida por mínimos quadrados ordinários (OLS), seguindo o método *between*,³⁶ ou seja, os valores observados foram tomados como médias ocorridas nos períodos das regressões. Inicialmente, os β s foram estimados de acordo com as seguintes especificações econométricas:^{37,38}

$$\bar{c}_i = \beta_0 + \beta_1 \bar{y}_i + \beta_2 \bar{y}_i^2 + \mu_i \quad (A1)$$

Segundo passo: estimação econométrica dos efeitos-residuais específicos da planta

A estimação econométrica dos efeitos-residuais específicos da planta (os $\hat{\mu}$) percorreu três etapas:

1ª) Tendo os estimadores $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ e a variável observada y_{it} , foram calculados os estimadores \hat{c}_{it} , segundo a equação:

$$\hat{c}_{it} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 y_{it} + \hat{\beta}_2 y_{it}^2 \quad (A2)$$

2ª) Tendo os resultados encontrados na etapa anterior, estimaram-se os $\hat{\mu}_{it}$, onde:

$$\hat{\mu}_{it} = c_{it} - \hat{c}_{it} \quad (A3)$$

3ª) Procederam-se às regressões seguintes, em que a variável dependente é $\hat{\mu}_{it}$, encontrada na 2ª etapa, e as variáveis explicativas são o tempo (t) e seu quadrado t^2 , de forma que:³⁹

36 De acordo com Greene (1997), existem três variações do método clássico de regressão por mínimos quadrados ordinários: o "between", o "within" e o "long-difference". No entanto, em estimações que utilizam dados de painéis (*panel data*), prováveis resultados viesados podem ser evitados ora trabalhando-se com desvios dos dados da planta em relação à média destes ao longo da série temporal (método *within*), ora privilegiando apenas a média dos dados da planta ao longo da série de tempo que se quer investigar (método *between*) (ver também Griliches e Hausman, 1986). Dentre os estimadores mencionados, o *between* revelou-se o mais apropriado para mitigar problemas de simultaneidade entre a variável explicada e as variáveis explicativas ([ver Tybout e Westbrook, 1995, p.60]).

37 As variáveis em minúsculas são expressas em logaritmos, ou seja, $\bar{c}_i = \ln \bar{c}_i$, e assim por diante.

38 Aqui, as barras e os subscritos i significam que a variável foi estimada em termos médios para a i -ésima planta ao longo da série temporal. Como já dito, desde que as variáveis w , Q , e t não possuem subscritos i , elas puderam ser suprimidas, sem que, no entanto, sua influência deixasse de ser absorvida no modelo. Ou seja, como o valor dessas variáveis é idêntico para todas as firmas, sua influência deve exercer, na média, o mesmo efeito para todas em conjunto.

39 Em virtude da presença dos erros aleatórios \mathcal{E}_{it} , $\hat{\mu}_{it}$ é uma medida de distúrbios de $\ln(M_{it})$. Cornwell *et alii* (1990) sugeriram eliminar este componente relativo ao erro fazendo novas regressões como funções quadráticas do tempo.

$$\hat{\mu}_{it} = \theta_{1i} + \theta_{2i}t + \theta_{3i}t^2 + \xi_{it} \quad (\text{A4})$$

sendo ainda: $t=1$ para 1988; $t=2$ para 1989; $t=3$ para 1990... e $t=7$ para 1994(e, analogamente para o período 1994-1998).

Os valores estimados $\hat{\mu}_{it}$ para as regressões em (A4) foram os resultados finais para o componente referente aos **efeitos residuais** M_{it} específicos da planta, onde

$$M_{it} = \exp(\hat{\mu}_{it})$$

Terceiro passo: cálculo dos efeitos-escala

Finalmente, a expressão que permite calcular os efeitos-escala $\alpha(Y_{it})$ específicos da planta é dada por:

$$\alpha(Y_{it}) = A_{it} / M_{it}^{40}$$

II - PARA A ESTIMAÇÃO DA VARIAÇÃO DA PRODUTIVIDADE DO TRABALHO

Por outro lado, a implementação econométrica das regressões destinadas à estimação da variação da produtividade do trabalho segue procedimento análogo, mas, ainda assim, será descrita mais detalhadamente abaixo.

Primeiro passo: execução das regressões pelo método *between*

A regressão é obtida por mínimos quadrados ordinários (OLS), seguindo o método *between*, ou seja, os valores observados foram tomados como médias ocorridas nos períodos das regressões. Inicialmente, os β foram estimados de acordo com as seguintes especificações econométricas:

$$\overline{va}_i = \sigma_o + \sigma_1 \overline{po}_i + \sigma_2 \overline{po}_i^2 + \overline{\mu}^*_i \quad (\text{A5})$$

Segundo passo: estimação econométrica dos efeitos-residuais específicos da planta

A estimação econométrica dos efeitos-residuais específicos da planta (os $\hat{\mu}^*$) deve percorrer três etapas:

1ª) Tendo os estimadores $\hat{\sigma}_0, \hat{\sigma}_1, \hat{\sigma}_2$ e a variável observada po_{it} , podem ser calculados os estimadores $v\hat{a}_{it}$, segundo a equação:

$$v\hat{a}_i = \hat{\sigma}_o + \hat{\sigma}_1 po_i + \hat{\sigma}_2 po_i^2 \quad (\text{A6})$$

2ª) Tendo os resultados encontrados na etapa anterior, estimam-se os $\hat{\mu}^*_{it}$, onde:

$$\hat{\mu}^*_{it} = va_{it} - v\hat{a}_{it} \quad (\text{A7})$$

40 Apesar de o significado das notações já ter sido descrito na seção 2, é sempre bom lembrar que A_{it} é o custo médio real (observado) da planta. Note que, de acordo com a equação (5), os custos totais são expressos como função da oferta y_{it} (entre outras variáveis). Portanto, foram tomados como variáveis de custos (fixos e variáveis) os dados observados relativos a custos diretamente ligados à produção (como salários, matérias-primas e outros insumos incorporados à produção), bem como custos de operações industriais (incluindo a depreciação e amortização do estoque de capital).

3ª) Fazer as regressões seguintes, em que a variável dependente é $\hat{\mu}^*_{it}$, encontrada na 2ª etapa, e as variáveis explicativas são o tempo (t) e seu quadrado t^2 , de forma que:

$$\hat{\mu}^*_{it} = \theta^*_{1i} + \theta^*_{2i} t + \theta^*_{3i} t^2 + \xi^*_{it} \quad (\text{A8})$$

sendo ainda: $t=1$ para 1988; $t=2$ para 1989; $t=3$ para 1990 ... e $t=7$ para 1994 (e, analogamente para o período 1994-1998).

Os valores estimados $\hat{\mu}^*_{it}$ para as regressões em (A8) serão os resultados finais para o componente referente aos efeitos residuais M^*_{it} específicos da planta, onde:

$$M^*_{it} = \exp(\hat{\mu}^*_{it})$$

Terceiro passo: cálculo dos efeitos-emprego

Enfim, a expressão que permite calcular os efeitos-emprego $\pi_i(PO_{it})$ específicos da planta é dada por:

$$\pi_i(PO_{it}) = B_{it} / M^*_{it} \quad 41$$

41 Apesar de o significado das notações já ter sido descrito na seção 2, é sempre bom lembrar que B_{it} é a produtividade do trabalho, medida, por sua vez, pelo quociente entre o valor adicionado e o pessoal ocupado (ambos valores observados) na planta.