

“Fronteira Tecnológica e Eficiência Técnica na Indústria Brasileira: desempenho e tendências no período 1986-1995” .

Janete Duarte*
Paulo Brígido Rocha Macedo*

RESUMO:

Mudança tecnológica e evolução da eficiência técnica são dois aspectos na avaliação do desempenho econômico de setores industriais que podem ser analisados simultaneamente com o emprego de funções de produção de fronteira estocásticas (FPFE). As FPFE permitem especificações genéricas o suficiente para captarem os efeitos tanto dos movimentos da fronteira tecnológica quanto da disseminação da melhor prática produtiva, expressa pela redução de níveis médios de ineficiência técnica. Este estudo emprega a metodologia de FPFE na análise de desempenho de um número de setores industriais brasileiros utilizando informações econômicas em nível de firma coletadas pela Pesquisa Industrial Anual do IBGE. O painel de dados cobre o período 1986-1995 incluindo firmas líderes nos setores selecionados.

Os resultados relativos ao comportamento da fronteira tecnológica indicam grande diversidade de desempenho entre os diferentes setores no período 1986-1992, mas registram expansão para a grande maioria deles no período 1993-1995. Do ponto de vista de evolução de níveis médios de ineficiência técnica o padrão se repete: muitos setores exibem tendência a aumento nestes níveis no período 1986-1992, mas apenas dois deles não reverterem a tendência no período 1993-1995.

PALAVRAS-CHAVE: mudança tecnológica, eficiência técnica, função de produção de fronteira estocástica, informações econômicas em nível de firma (microdados/IBGE).

ABSTRACT:

Technological change and technical efficiency are two aspects of the economic performance of industrial sectors that can be analyzed simultaneously using Stochastic Production Functions Models (SPF). SPF's have model specifications generic enough to allow for identification of the effects of shifts in the technological production frontier as well as changes in the dissemination of the best productive practice, as measured by reductions in average levels of technical inefficiency. This study employs the SPF approach to analyze the performance of a number of Brazilian industrial sectors using firm level data surveyed by IBGE, the Brazilian Census Bureau. The panel data has economic information from leading firms in their sectors for 1986-1995.

The results concerning the technological production frontier show great diversity in sector performance for 1986-1992, but indicate that the majority of the sectors records positive shifts of their production frontier for 1993-1995. Numbers regarding the average levels of technical inefficiency present the same pattern: most sectors show a tendency to increase their degree of inefficiency for 1986-1992, but only two of them do not revert that tendency for 1993-1995.

KEY WORDS: *Technological change, technical efficiency, Stochastic Production Functions Models, firm level data (IBGE).*

ÁREA DE CLASSIFICAÇÃO ANPEC: Área 04: *Microeconomia, Economia Industrial e Mudança Tecnológica e Métodos Quantitativos.*

CÓDIGO DE CLASSIFICAÇÃO DO JEL: código L60.

* CEDEPLAR – FACE - UFMG

1. INTRODUÇÃO

Mudança tecnológica e evolução da eficiência técnica são dois aspectos complementares na avaliação do desempenho de economias ou setores econômicos frequentemente analisados de forma independente. O emprego de funções de produção de fronteira estocásticas (FPFE) possibilita o estudo simultâneo destes dois aspectos porque elas permitem implementar especificações genéricas o suficiente para captarem os efeitos tanto dos movimentos da fronteira tecnológica quanto da disseminação da melhor prática produtiva, expressa pela redução de níveis médios de ineficiência técnica..

A metodologia FPPE é particularmente interessante no estudo da produtividade dos setores industriais brasileiros no período 1986-1995, que inclui reorientações profundas em diretrizes de política públicas tais como liberalização comercial, desregulamentação de alguns mercados e privatização de estatais. O período caracteriza-se, também, por uma série de choques macroeconômicos gerados pelas sucessivas tentativas de estabilização da economia. Existe um consenso entre os estudiosos da economia brasileira que a natureza e a velocidade de introdução destas mudanças geraram impactos não negligenciáveis sobre o setor industrial brasileiro. Não obstante o reconhecimento generalizado das características singulares do período, são raros os estudos sobre a evolução de produtividade e níveis de eficiência técnica de setores industriais brasileiros.

Este estudo busca aprofundar o entendimento do desempenho da indústria brasileira analisando a evolução da fronteira tecnológica de um número de setores industriais brasileiros e o grau de disseminação da melhor prática produtiva no período 1986-1995. Do ponto de vista metodológico, o trabalho utiliza uma base de dados em nível da firma (microdados) na estimação de uma função de produção de fronteira estocástica, e desenvolve um índice de eficiência técnica variante no tempo. A análise empírica, fundamentada em FPPE, permite avaliar tanto a evolução da fronteira no período por setor industrial como dos níveis médios de ineficiência técnica no mesmo.

O trabalho está organizado da seguinte forma: a seção 2 faz uma resenha da teoria de função de produção de fronteira; a seção 3 aborda a metodologia e a base de dados utilizada; a seção 4 apresenta os resultados obtidos na análise empírica, e a seção 5 conclui o trabalho.

2. MARCO TEÓRICO

2.1. Introdução

A chamada função de produção de fronteira (FPP) é uma implementação empírica do conceito de função de produção utilizado pela teoria econômica. Ela permite um maior entendimento sobre a melhor tecnologia disponível (*best practice*) e, conseqüentemente, sobre indicadores que reflitam as diferenças entre os níveis da produção. Em contraste com a formulação empírica clássica de “função de produção média”, a FPP incorpora a restrição de que nenhuma unidade produtiva seja capaz de exceder a um nível

de produção máximo dado o estado e de desenvolvimento tecnológico¹. O trabalho pioneiro de Farrell (1957), que estima a isoquanta unitária eficiente usando programação linear e deriva desta especificação a medida de eficiência, é o marco inicial da extensa literatura sobre FPP incluindo numerosas contribuições por parte de diversos autores em anos subsequentes.

Dependendo da hipótese sobre causas das diferenças de desempenho das unidades produtivas, a “fronteira” a ser estimada pode ser classificada como “determinística” ou “estocástica”. O modelo é chamado determinístico quando as diferenças de desempenho das firmas em relação à fronteira são atribuídas inteiramente à ineficiência técnica. Além dos possíveis erros de medida característicos de implementação empírica de modelos relacionando insumos a produto, existem ainda duas outras fontes de variação da produção observada da firma em relação à fronteira: uma que se situa fora do controle da mesma, que são os choques exógenos, tais como o mau tempo e a interrupção no suprimento de insumos, e outra que depende dela, classificável genericamente como “capacidade gerencial”. Esta distinção está na base do modelo da fronteira de produção estocástica, cuja especificação é:

$$Y_i = f(x_i; \beta)e^{(v-u)}.$$

O choque estocástico se compõe de dois termos aditivos: o primeiro, v , tem média 0 e desvio padrão σ_v^2 , o segundo, u (≥ 0) tem média $\mu > 0$ e variância σ_u^2 . O componente v tem a interpretação usual de fatores cujos efeitos líquidos se cancelam (em média) - caso típico dos erros de medida -, enquanto o componente u representa a restrição do nível de produção a valores iguais ou menores do que o da fronteira e caracteriza, portanto, ineficiência técnica.

A estimação do modelo estocástico pode ser feita por estimadores de Máxima Verossimilhança (MV) ou pelo método dos Mínimos Quadrados, desde que sejam feitas hipóteses sobre as distribuições de V e de U . As hipóteses mais usuais são as de que V tem distribuição normal e U , meia-normal, truncada, gama ou exponencial. Estimar a função por mínimos quadrados ordinários implica a incorporação do componente estocástico ao intercepto da função o que acarreta coeficientes não viesados à exceção do intercepto, como descrito acima. Dois procedimentos que permitem corrigir o viés de intercepto são: 1) método dos mínimos quadrados corrigidos que, numa primeira etapa estima a relação funcional por meio de OLS para, em seguida, se utilizar de um deslocamento no intercepto estimado até o ponto em que nenhum resíduo seja positivo e apenas um seja igual a zero; 2) método dos mínimos quadrados modificados, que pressupõe uma distribuição gama para o componente estocástico da eficiência técnica u , utiliza OLS para estimar a variância de u e subsequentemente emprega a relação entre esta e a média da distribuição (relação característica da distribuição gama) para determinar a correção a ser aplicada ao intercepto². É importante observar que os estimadores COLS são consistentes, mas ineficientes em relação aos estimadores MV; contudo, segundo Greene (1996), uma estimação eficiente dos parâmetros pode não ser, necessariamente, o ponto principal do exercício proposto: para muitos estudos, consistência é a propriedade mais desejada.

A maior generalidade do modelo de fronteira estocástica está na possibilidade do mesmo distinguir se a divergência observada entre um dado nível de produção e sua contrapartida sobre a fronteira estocástica é devida à ineficiência ou à variação aleatória em relação à fronteira. As limitações da abordagem de fronteira determinística, transparecem, por exemplo, quando fatores como mau tempo e interrupção no suprimento de insumos, claramente fora do controle da unidade produtiva, estão presentes e são “contabilizados” como ineficiência. Essa é uma consequência direta - e não desejável! - da especificação de uma fronteira determinística.

Embora os trabalhos empíricos pioneiros empregando FPP tenham implementado as respectivas análises estatísticas em bases de dados em corte transversal (*cross-sections*), há vantagens substanciais em

¹ Não se pressupõe que todas as unidades de análise estejam utilizando a melhor prática produtiva; ao contrário, podem existir restrições particulares a um número delas que as impeçam de utilizar a técnica mais moderna e, desta forma, as conduzam a um nível de produção inferior ao da fronteira.

² Questões relativas à estimação de funções de produção de fronteira são discutidas em detalhe nas de Greene (1996) e Kalirajan e Shand (1999).

se utilizar dados em painel. Como discutido em Schmidt & Sickles (1984), em particular, três grandes dificuldades podem ser contornadas:

1ª) a eficiência técnica de uma firma particular pode ser estimada consistentemente quando $T \rightarrow \infty$; adicionar mais observações a uma mesma firma produz informações não alcançáveis pelo acréscimo de mais firmas na amostra;

2ª) hipóteses restritivas sobre a distribuição dos erros – necessárias em uma análise *cross-section*, podem ser evitadas com o uso de um painel de dados,;

3ª) finalmente, estimativas dos parâmetros da fronteira e da (in)eficiência das firmas podem ser obtidas sem se pressupor que a ineficiência seja não correlacionada com os regressores.

Uma variedade de estimadores são considerados na abordagem de um painel de dados, dependendo de “quão” aceitáveis sejam as hipóteses sobre a distribuição da eficiência técnica e sobre a potencial correlação destes com os regressores.

2.2. Função de produção de fronteira estocástica

Aigner, Lovell, Schmidt (ALS, 1977) desenvolvem a idéia básica de funções de produção de fronteira explicitando a diferença entre os conceitos de fronteira determinística e a estocástica. Os autores utilizam o conceito de fronteira estocástica e especificam a estrutura do choque aleatório em dois componentes, um advindo de fatores exógenos e o outro erro representando a medida de ineficiência produtiva para um dado nível da tecnologia. ALS testam vários estimadores: mínimos quadrados ordinários (MQO), máxima verossimilhança (MV), MV com distribuição exponencial, MV com distribuição meia-normal, entre outros, e concluem que não há diferenças significativas entre as estimativas geradas por MQO e MV. Ou seja, a função de produção de fronteira estocástica (FPPE) não apresenta resultados significativamente distintos da função de produção média (FPM). Independentemente de ALS e dividindo com aqueles autores o mérito de utilização pioneira de funções de produção de fronteira, Meeusen e van den Broeck (1977) encontram resultados similares ao analisarem as indústrias manufatureiras francesas³: a FPPE não difere significativamente da FPM.

Battese e Corra (1977) aplicam o modelo de fronteira estocástica utilizando dados de 1973-1974 do *Australian Grazing Industry Survey* para estimar os parâmetros da fronteira determinística e estocástica de três estados pertencentes à *Pastoral Zone of Eastern Austrália*. Os autores encontram diferenças significativas entre os parâmetros estimados sob a hipótese de fronteira estocástica relativamente àqueles estimados sob o pressuposto de fronteira determinística.

Lee e Tyler (1978) realizam um estudo sobre a indústria brasileira seguindo a metodologia desenvolvida por ALS: eles questionam a estimação pelo modelo OLS e propõem a estimação dos parâmetros por MV, visto que o conceito teórico de fronteira de produção está associado a um máximo possível de produto. Os resultados de Lee e Tyler para FPPE e FPM são substantivamente diferentes: o termo do intercepto na fronteira estocástica – e que está associado ao nível de eficiência técnica – apresenta magnitude mais elevada que o da função “média”.

Stevenson (1980) argumenta que a média zero assumida por Aigner et al. (1977), em seu modelo, é uma restrição desnecessária. A função de densidade meia-normal ou exponencial, especificada por ALS (1977), baseia-se na hipótese de que a verossimilhança para o comportamento ineficiente da firma decresce monotonicamente à medida em que o nível de ineficiência se eleva. Ou seja, sob esse pressuposto de distribuição, há uma grande probabilidade das firmas inseridas na amostra se encontrarem na vizinhança da eficiência total (em $u = 0$). Contudo, como apontado por Stevenson (1980), características relacionadas ao diferencial educacional e à eficiência administrativa, provavelmente não corroboram esta hipótese e a possibilidade da presença de um valor modal diferente de zero para a função de densidade de u é real. Assim, Stevenson (1980) propõe uma especificação mais geral para a estimação da fronteira estocástica que permite o teste para o caso especial do modelo restrito; na

³ Dados relativos ao *French Census of Manufacturing Industries*, em 1962.

realidade, ele apresenta resultados baseados em uma distribuição truncada ($\mu \neq 0$) em oposição à meia-normal ($\mu = 0$).

Schmidt e Sickles (1984) empregam dados em painel considerando os efeitos individuais específicos de cada firma como invariantes no tempo e discutem as propriedades assintóticas dos estimadores mínimos quadrados com efeitos individuais fixos (*within*), mínimos quadrados generalizados (MQG) e MV para os parâmetros da fronteira estocástica. Na parte empírica do trabalho, os autores desenvolvem uma aplicação em que a hipótese nula de não correlação entre os efeitos individuais e os regressores não é rejeitada pelo teste de Hausman. Eles sugerem, então, testar a hipótese sobre a distribuição (meia-normal), comparando os estimadores MQG e MV.

Battese e Coelli (1988) apresentam um modelo mais geral com adoção de hipótese de distribuição para U_i 's como sugerido por Stevenson (1980), pressupondo efeitos invariantes no tempo. Eles consideram o método de MV para estimar a fronteira sob as hipóteses de distribuição normal-truncada e meia-normal, mas essa última é estatisticamente rejeitada no exercício proposto. O trabalho dos autores rejeita a hipótese de a maioria das firmas estarem na vizinhança da eficiência máxima (distribuição meia-normal) em favor da hipótese mais realista da maioria das firmas não estarem presentes na vizinhança da eficiência máxima (distribuição normal-truncada).

Kumbhakar (1991) desenvolve uma metodologia para dados em painel que permite superar o problema da não separabilidade da ineficiência técnica dos efeitos específicos da unidade de análise. Battese e Coelli (1992) consideram um modelo de dados em painel parametrizando a eficiência técnica de forma que a mesma cresça (ou decresça) de forma constante no tempo.

Um procedimento natural na análise do modelo de fronteira estocástica é examinar a existência (ou não) de influências exógenas no termo da ineficiência. Grande parte dos estudos empíricos desenvolvidos em relação à fronteira não tem, explicitamente, formulado um modelo para “explorar” os efeitos de variáveis correlatas na ineficiência. Os trabalhos que abordam essa questão adotam um modelo em “dois-estágios”: no primeiro se especifica e estima a fronteira e correspondentes níveis de (in)eficiência das unidades produtivas; no segundo se analisa fatores afetando a ordenação de “níveis de eficiência” obtida. Todavia, como as estimativas da eficiência técnica no 1º estágio são obtidas a partir do pressuposto de que a ineficiência é identicamente e independentemente distribuída (IID), a regressão entre essa medida e seus determinantes é, no mínimo, conflitante com a hipótese da eficiência ser independentemente distribuída na fronteira estocástica.

Considerando esta perspectiva mais geral, Kumbhakar, Ghosh e McGuckin (1991), Reifschneider e Stevenson (1991), Huang e Liu (1992) propõem modelos para análise de ineficiência técnica envolvida na função de produção estocástica em que os parâmetros da fronteira e aqueles do modelo de ineficiência são estimados simultaneamente. As especificações pressupõem a existência de uma distribuição associada com os dados em cortes transversais das firmas inseridas na amostra.

Battese e Coelli (1995) estendem o modelo de Huang e Liu (1992) para um painel de dados e propõem uma especificação onde a eficiência é expressa como uma função de variáveis específicas, inclusive a “tendência temporal”, e um termo aleatório. Uma vez que o modelo atribui uma estrutura à eficiência técnica, é possível analisar a variação simultânea da fronteira de produção e da eficiência, discriminando assim tendências associadas a deslocamentos da fronteira (em movimentos de expansão ou contração) de tendências relacionadas à disseminação (ou não) da melhor prática produtiva.

3. METODOLOGIA EBASE DE DADOS

3.1. Metodologia

Este trabalho utiliza a metodologia de Battese e Coelli (1995) para analisar o desempenho de setores industriais brasileiros no período 1986-1995 sob as óticas de eficiência técnica e produtividade. Como mencionado, a especificação daqueles autores apresenta a vantagem de relaxar a hipótese de níveis de eficiência técnica e fronteira tecnológica invariantes no tempo, ou seja, qualquer variação temporal

significativa do nível de eficiência médio (entre firmas) ou da fronteira por setor pode ser estatisticamente testada.

A metodologia de Battese e Coelli (1995) utiliza o instrumental de dados em painel - e assume os efeitos individuais relacionados à ineficiência técnica da firma como sendo aleatórios – na análise da fronteira estocástica:

$$(1) Y_{it} = \exp(X_{it}\beta + V_{it} - U_{it}),$$

onde $i = 1, 2, \dots, N$ representam as unidades (firmas) de análise e $T = 1, 2, \dots, T$ representam os sucessivos períodos incluídos;

Y_{it} denota a produção da unidade i no tempo t ;

X_{it} é um vetor ($1 \times k$) de insumos associados às unidades de análise em cada período de observação;

β são os k parâmetros a serem estimados;

V_{it} são os choques estocásticos assumidos como iid (independentes e identicamente distribuídos) em uma distribuição normal com $N(0, \sigma_v^2)$, e distribuídos independentemente de U_{it} 's, variáveis aleatórias não-negativas associadas à ineficiência da produção;

U_{it} 's têm, por hipótese, uma distribuição normal truncada com média $Z_{it}\delta$ e variância σ^2 ;

Z_{it} é um vetor ($1 \times m$) de variáveis explicativas associadas à ineficiência técnica das firmas envolvidas no processo de produção;

δ é um vetor de m coeficientes desconhecidos a ser estimado.

A equação (1) especifica a função de produção em termos dos valores originais do produto e pode, por exemplo, ser especificada como Cobb-Douglas ou Translogarítmica. A ineficiência técnica é, por hipótese, uma função de variáveis “explicativas” Z_{it} 's e de um vetor de coeficientes desconhecidos, δ ; espera-se que esse conjunto de variáveis esteja associado aos desvios da produção observada em relação à fronteira estocástica, $\exp(X_{it}\beta + V_{it})$.

Os efeitos individuais relacionados à ineficiência técnica U_{it} , na equação (1) podem ser especificados de acordo com (2)⁴:

$$(2) U_{it} = Z_{it}\delta + W_{it},$$

onde a variável aleatória W_{it} é definida pelo truncamento de uma distribuição normal com média zero e variância σ^2 , desde que o ponto de truncamento seja em $-Z_{it}\delta$, isto é, $W_{it} \geq -Z_{it}\delta$. Esta hipótese é consistente com U_{it} possuir uma distribuição truncada não-negativa com $N(Z_{it}\delta, \sigma^2)$.

Um pressuposto básico da especificação é que U_{it} e V_{it} sejam independentemente distribuídos para todo $t = 1, 2, \dots, T$ e $i = 1, 2, \dots, N$ ⁵. A eficiência técnica para a firma i no tempo t de observação é definida por:

$$(3) TE_{it} = \exp(-U_{it}) = \exp(-Z_{it}\delta - W_{it}),$$

onde a estimativa da eficiência técnica é baseada em uma média condicionada, dadas as hipóteses do modelo. É importante observar que, se $Z_{it}\delta + W_{it} > Z_{i't'}\delta + W_{i't'}$, para $i \neq i'$, não necessariamente implica $Z_{i't'}\delta + W_{i't'} > Z_{i't}\delta + W_{i't}$, para $t' \neq t$. Conclui-se, portanto, que a mesma ordenação das firmas em termos da eficiência técnica da produção não se aplica em todos os períodos.

As estimativas simultâneas dos parâmetros da fronteira estocástica e do modelo para a ineficiência técnica empregam o método de Máxima Verossimilhança com o pressuposto de uma distribuição truncada para a variável U_{it} . Este estudo adota a especificação funcional Cobb-Douglas que, embora

⁴ O que se segue é baseado, em grande escala, em Battese e Coelli (1992).

⁵ De acordo com os autores, uma estrutura de correlação entre os erros e a ineficiência técnica mais abrangente é uma questão a ser desenvolvida na literatura.

menos flexível em relação função Translog por exemplo, apresenta resultados robustos à forma funcional no caso de mudança tecnológica neutra.⁶ A função *likelihood* é expressa em termos da variância dos parâmetros $\sigma^2_s = \sigma^2_v + \sigma^2$ e $\Upsilon = \sigma^2 / \sigma^2_s$.

3.2. Base de Dados

3.2.1 Introdução

A Pesquisa Industrial Anual (PIA), divulgada pelo IBGE, é uma das principais fontes de dados estatísticos sobre a estrutura e funcionamento do setor industrial brasileiro, e constitui-se em única fonte de dados utilizada neste estudo.

Os dados são coletados em nível de firmas (microdados) e se referem ao desempenho anual de empresas líderes presentes na Coleta Especial da PIA⁷ no período (1986-1995). Para este trabalho os gêneros selecionados atendem ao critério de possuírem, no mínimo, trinta empresas cujas unidades de análise possam ser investigadas de forma contínua em todo período. O período tem a grande vantagem de apresentar consistência metodológica na coleta de dados: após a introdução da unidade de investigação EMPRESA⁸ em 1986 somente a partir de 1996 o IBGE implementa novas alterações metodológicas na pesquisa, que, entretanto, inviabilizam uma extensão direta do painel a anos mais recentes.

As amostras são compostas por firmas inseridas nos seguintes gêneros: Gênero 11: **Metalúrgica** (63 firmas); Gênero 12: **Mecânica** (46 firmas); Gênero 13: **Material Elétrico e de Comunicações** (31 firmas); Gênero 14: **Material de Transporte** (39 firmas); Gênero 20: **Química** (72 firmas); Gênero 24: **Têxtil** (48 firmas); Gênero 25: **Vestuário, Calçados e Artefatos de Tecidos** (52 firmas); Gênero 26: **Produtos Alimentares** (79 firmas).

Para transformar as séries relativas ao volume de produção e ao insumo capital em valores constantes no tempo (ano-base: 1995) utiliza-se o Índice de Preço por Atacado (IPA), divulgado pela FGV/IBRE e publicado pela revista Conjuntura Econômica de fevereiro de 2000, em suas duas modalidades: O IPA-geral da Indústria de Transformação e o IPA-setorial, específico de cada gênero industrial. Como o IPA-setorial reflete o comportamento de preços relativos na economia, ao contrário do IPA-geral, sempre que os resultados diferirem qualitativamente (sinais de coeficientes), considera-se os números estimados com o IPA-setorial como referência.

3.2.2 Dados relativos a produto e insumos

Os dados correspondentes a *produto* na especificação são aqueles informados na entrada da PIA intitulada **Receita Líquida de Vendas** em nível das firmas, em valores correntes na unidade monetária que passa a vigorar a partir de 1º de julho de 1994 (Real). Hulten (2000) chama a atenção para o fato de que firmas em cada subnível utilizam e produzem bens intermediários em seus processos produtivos, e sugere a subtração da Receita Líquida de Vendas de gastos com bens intermediários, o que é implementado neste trabalho.

Os dados relacionados ao *insumo trabalho* são aqueles informados na entrada **Pessoal Ocupado Ligado à Produção Industrial**, ou seja, as pessoas efetivamente ocupadas em 31/12 do ano de referência. O valor considerado independe dos trabalhadores terem ou não vínculo empregatício: o critério é a existência de remuneração direta pela empresa nas atividades de produção de bens e serviços

⁶ Madalla (1979) observa que medidas de mudança tecnológica e de eficiência são insensíveis à escolha da forma funcional de produção porque ambas as propriedades estão relacionadas a deslocamentos da isoquanta, e não à sua forma funcional.

⁷ A unidade **Empresa** é investigada por meio de um painel de dados, sendo as maiores empresas levantadas censitariamente na chamada *amostra firme* – levantamento conhecido por Coleta Especial – e as demais por amostragem probabilística – Coleta Complementar. Para determinar as empresas componentes da Coleta Especial foram consideradas, com base no Censo Industrial de 1985, todas aquelas com mais de mil pessoas ocupadas ou com receita bruta superior a CR\$ 500 bilhões no mesmo ano.

⁸ Conceitua-se EMPRESA como unidade jurídica, caracterizada por firma ou razão social, que representa o conjunto de atividades exercidas em uma ou mais Unidades Locais de produção.

industriais como manutenção e reparação de equipamentos industriais, utilidades, apoio direto à produção industrial, etc.

O valor do capital inicial é construído de acordo com o procedimento discutido em Young (1995), onde o autor sugere inicializar a série de capital supondo que a taxa de investimento médio anual num dado período seja representativa da taxa vigente no período anterior à série observada, e relaciona o capital inicial a esta taxa. Este trabalho adota o nível médio de investimento da firma no período como o fluxo de investimento I_0 , que é a base para o cálculo do estoque de capital inicial K_0 , e pressupõe uma taxa de $(\delta + g) = 0,2$ para definir o nível de K_0 .

É importante mencionar que considera-se aqui como investimento apenas máquinas e equipamentos, desconsiderando-se o investimento em edificações.

4. Resultados

Considerando o contexto de N unidades produtivas com informações sobre os respectivos produtos e insumos observadas durante um período de τ anos - característico de uma base de dados em painel, este trabalho adota a especificação funcional Cobb-Douglas definida como :

$$(4a) \ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 T + v_{it} - u_{it}$$

$$(4b) \ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 T + \beta_4 T^2 + v_{it} - u_{it}$$

$$(4c) \ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 T + \beta_4 D + \beta_5 TD + v_{it} - u_{it}$$

onde os efeitos da ineficiência técnica são pressupostos como:

$$(5a) U_{it} = \delta_0 + \delta_1 T + W_{it},$$

$$(5b) U_{it} = \delta_0 + \delta_1 T + \delta_2 T^2 + W_{it},$$

$$(5c) U_{it} = \delta_0 + \delta_1 T + \delta_2 D + \delta_3 TD + W_{it},$$

O subscrito i refere-se às unidades de análise, t refere-se à unidade de tempo, Y representa o valor do produto, L e K representam os insumos trabalho e capital, respectivamente; o termo T representa a “tendência” para se captar tanto a evolução do progresso tecnológico na fronteira quanto a possível reversão de tendência no modelo da eficiência (aumento ou redução da dispersão), β_k ($k=0,1,2,3,4,5$) denota os k parâmetros a serem estimados, D representa uma variável de controle para o período pós-abertura ($d=0$ para o subperíodo 1986-92 e $d=1$ para o subperíodo 1993-95), e V_{it} , U_{it} , W_{it} são definidos como discutido na metodologia.

As Tabelas I à VIII apresentam os resultados da análise de efeitos de ineficiência no período 1986-1995 incluindo, em cada uma delas, as especificações de estrutura linear e quadrática com a utilização alternativa do IPA geral da indústria (colunas **a** e **b**) e dos respectivos IPA's setoriais (colunas **c** e **d**). O objetivo da utilização de índices de preços setoriais é verificar a robustez dos resultados a possíveis mudanças de preços relativos no período. As Tabelas IX a XVI testam a hipótese de mudança estrutural no período 1993-1995, correspondente a anos imediatamente subsequentes à abertura comercial.

Os resultados obtidos nos testes assintóticos de Razão de Verossimilhança (*Loglikelihood-Ratio*, LR-testes)⁹ indicam que a hipótese nula de ausência de efeitos de ineficiência é significativamente rejeitada para todos os setores analisados nas diversas especificações testadas e com qualquer dos índices de deflacionamento utilizados, IPA-geral ou IPA-setorial. O parâmetro Υ , definido como $\Upsilon = \sigma_u^2 / \sigma_u^2 +$

⁹ A estatística razão de verossimilhança (LR-teste) $\lambda = -2 \{ \log [likelihood (H_0)] - \log [likelihood (H_1)] \}$, tem, aproximadamente, uma distribuição qui-quadrado (χ^2) com parâmetro igual ao número de parâmetros assumidos como sendo zero na hipótese nula, dado que H_0 é verdadeira.

σ_v^2 , representa a importância relativa do componente de ineficiência no ajustamento do modelo. As estimativas do parâmetro Υ , portanto, indicam se os efeitos de ineficiência são importantes na análise destes setores. Os coeficientes de Υ assumem valores entre 0 e 1. Quando $\Upsilon \rightarrow 0$ efeitos de ineficiência não tem relevância para análise do processo produtivo das firmas na amostra, quando $\Upsilon \rightarrow 1$ efeitos de ineficiência são relevantes para esta análise.

4.1 Fronteira de produção e eficiência, 1986-1995

A relevância de efeitos de ineficiência na análise de desempenho dos oito setores considerados é corroborada para todos eles no período 1986-1995 (Tabelas I a VIII). As estimações das funções de produção setoriais apresentam sinais de coeficientes esperados, indicando uma correlação positiva entre os insumos - capital e trabalho - e o produto; além disso, as estimativas desses coeficientes são estatisticamente diferentes de zero, a 1% e 5% de significância, para todas as amostras. Tanto a *fronteira de produção* como a *equação de ineficiência* são especificadas para admitirem a possibilidade de deslocamento no tempo em estrutura linear ou quadrática. Um sinal positivo no coeficiente de tendência temporal da *equação de ineficiência* indica aumento de níveis médios de ineficiência entre firmas no período, um sinal negativo significa redução destes níveis médios. Uma tendência estatisticamente significativa de redução do nível médio de ineficiência em um setor é interpretada aqui positivamente como resultado da difusão da melhor prática produtiva. Os coeficientes de tendência nas *equações de ineficiência* têm ordem de grandeza muito maior do que aquelas das *fronteiras de produção*, o que é justificável pela extrema volatilidade das primeiras com respeito às segundas; ou seja, ganhos (ou perdas) de eficiência média em um dado setor podem ocorrer no curto prazo, em contraste com o longo prazo requerido para movimentos na fronteira de produção.

Embora a maior parte dos resultados apresentados seja qualitativamente robusta à escolha do índice de preços, as *equações de ineficiência* revelam duas exceções na estimação com estrutura temporal linear, os setores MECÂNICA (Tabela II) e QUÍMICA (Tabela V). Em ambos os casos uma tendência estatisticamente significativa de redução de níveis médios de ineficiência (coeficiente negativo) na estimação utilizando o IPA-geral se transforma em tendência estatisticamente significativa de aumento de ineficiência (coeficiente positivo) na estimação utilizando o IPA-setorial. Em termos de *fronteira de produção*, a tendência linear de contração da mesma se mantém para estimações utilizando os dois índices de preços em MECÂNICA, mas muda de contração, na estimação com o IPA-geral, para um resultado não significativo, na estimação com o IPA-setorial em QUÍMICA.

A estrutura quadrática permite acrescentar o termo (quadrático) de aceleração (se positivo) ou desaceleração (se negativo) à tendência inicial, cujo sinal pode ser o oposto daquele da estrutura linear (tendência invariante). As *fronteiras de produção* de MECÂNICA e QUÍMICA partem de posição inicial de expansão (coeficiente positivo) com desaceleração (coeficiente negativo) na amostra “IPA-geral” e de posição inicial de contração (coeficiente negativo) com aceleração (coeficiente positivo) na amostra “IPA-setorial”. As *equações de ineficiência* dos dois setores têm estimações robustas à escolha do índice de preços: ambas partem de posição inicial de tendência a aumento de níveis médios de ineficiência (coeficiente positivo) progressivamente atenuada ao longo do período (desaceleração representada no coeficiente negativo). Segue-se uma descrição breve dos resultados dos demais setores.

TABELA I : Indústria Metalúrgica

	IPA - GERAL				IPA - SETORIAL			
	a- linear		b- quadrática		c- linear		d- quadrática	
	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t
Fronteira de Produção								
Constante	9,64	21,87	9,61	19,26	9,07	18,64	9,81	21,46
Capital	0,43	17,19	0,44	15,04	0,44	15,28	0,44	16,34
Trabalho	0,29	12,34	0,26	10,23	0,27	12,05	0,27	10,68
Tendência Linear (T)	-0,06	-3,62	0,08	0,84	-0,02	-1,24	-0,44	-4,92

Tendência Quadrática (T2)			-0,02	-1,68			0,04	4,91
Equação de Ineficiência								
Constante	-94,56	-9,69	-102,57	-6,71	-98,51	-5,83	-97,06	-6,71
Tendência Linear (T)	4,27	8,52	15,77	6,13	2,51	4,11	15,46	6,22
Tendência Quadrática (T2)			-1,48	-6,36			-1,39	-6,38
Sigma-squared	120,89	17,23	115,53	8,12	136,63	6,72	102,15	8,11
Gamma	0,99	2578,33	0,99	2969,79	0,99	1883,86	0,99	2850,42
Log-likelihood função	-999,91		-995,51		-1006,37		-978,07	
LR-teste para one-sided error	913,75		921,17		864,83		906,36	
Nº de restrições	3		4		3		4	
Nº de cross-sections	63		63		63		63	
Nº de períodos	9		9		9		9	
Nº total de observações	567		567		567		567	

TABELA II : Indústria Mecânica

	IPA - GERAL				IPA - SETORIAL			
	a- linear		b- quadrática		c- linear		d- quadrática	
	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t
Fronteira de Produção								
Constante	9,05	6,51	6,77	5,78	10,47	19,28	11,36	19,59
Capital	0,52	5,55	0,45	5,41	0,38	9,35	0,45	13,25
Trabalho	0,42	3,32	0,38	3,32	0,23	5,23	0,1	2,61
Tendência Linear (T)	-0,23	-4,74	1,81	9,63	-0,04	-2,44	-0,69	-9,38
Tendência Quadrática (T2)			-0,19	-10,81			0,06	9,01
Equação de Ineficiência								
Constante	-81,29	-5,15	-116,57	-4,45	-105,84	-4,38	-107,21	-6,39
Tendência Linear (T)	-4,72	-6,58	37,63	4,55	1,12	3,34	24,79	6,23
Tendência Quadrática (T2)			-3,62	-4,76			-2,45	-6,46
Sigma-squared	228,87	6,02	102,03	5,81	162,45	4,57	106,68	7,73
Gamma	0,99	472,41	0,98	319,31	0,99	2271,9 9	0,99	3126,33
Log-likelihood função	-945,38		-916,03		-763,62		-712,22	
LR-teste para one-sided error	288,52		345,29		601,28		680,38	
Nº de restrições	3		4		3		4	
Nº de cross-sections	46		46		46		46	
Nº de períodos	9		9		9		9	
Nº total de observações	414		414		414		414	

TABELA III: Indústria de Material Elétrico e Comunicações

	IPA - GERAL				IPA - SETORIAL			
	a- linear		b- quadrática		c- linear		d-quadrática	
	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t
Fronteira de Produção								
Constante	9,86	15,42	9,77	13,17	8,11	10,11	9,05	11,73
Capital	0,32	5,34	0,31	5,44	0,40	6,05	0,41	6,35
Trabalho	0,51	5,68	0,50	5,33	0,41	3,92	0,40	4,14
Tendência Linear (T)	0,00	0,06	0,19	1,71	0,11	3,78	-0,48	-5,13

Tendência Quadrática (T2)			-0,02	-1,66			0,06	6,35
Equação de Ineficiência								
Constante	-49,53	-3,84	-43,49	-5,06	-48,66	-4,52	-46,41	-3,65
Tendência Linear (T)	-0,55	-2,83	-4,08	-5,23	-0,81	-3,85	-2,93	-4,11
Tendência Quadrática (T2)			0,34	4,54			0,29	3,75
Sigma-squared	44,38	4,49	46,38	6,38	47,42	5,47	43,27	4,56
Gamma	0,99	337,48	0,99	953,22	0,98	411,28	0,99	393,83
Log-likelihood função	-404,88		-402,12		-413,97		-395,32	
LR - teste para one-sided error	280,67		284,77		241,83		266,65	
Nº de cross-sections	31		31		31		31	
Nº de períodos	9		9		9		9	
Nº total de observações	279		279		279		279	

TABELA IV: Indústria de Material de Transporte

	IPA - GERAL				IPA - SETORIAL			
	a- linear		b- quadrática		c- linear		d- quadrática	
	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t
Fronteira de Produção								
Constante	9,62	10,41	8,46	11,82	7,98	15,38	9,06	17,69
Capital	0,31	4,13	0,28	4,21	0,43	8,35	0,41	12,43
Trabalho	0,64	6,44	0,61	5,92	0,42	8,07	0,43	11,22
Tendência Linear (T)	-0,07	-1,96	1,02	7,68	0,02	1,01	-0,51	-6,68
Tendência Quadrática (T2)			-0,11	-8,45			0,05	7,44
Equação de Ineficiência								
Constante	-59,56	-3,54	-56,86	-4,02	-61,32	-5,18	-63,37	-25,03
Tendência Linear (T)	0,57	1,04	9,76	3,31	2,13	4,56	5,65	10,92
Tendência Quadrática (T2)			-0,81	-3,26			-0,49	-8,72
Sigma-squared	53,57	4,78	35,64	6,02	52,08	6,17	50,32	26,21
Gamma	0,96	115,24	0,95	83,78	0,99	991,05	0,99	1641,41
Log-likelihood função	-695,32		-674,74		-507,39		-472,61	
LR - teste para one-sided error	117,78		137,63		508,44		564,79	
Nº de restrições	3		4		3		4	
Nº de cross-sections	39		39		39		39	
Nº de períodos	9		9		9		9	
Nº total de observações	351		351		351		351	

TABELA V: Indústria Química

	IPA - GERAL				IPA - SETORIAL			
	a- linear		b-quadrática		c- linear		d-quadrática	
	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t
Fronteira de Produção								
Constante	11,26	23,81	9,82	19,11	9,94	21,31	10,35	21,79
Capital	0,34	10,61	0,37	12,31	0,38	12,06	0,36	12,25
Trabalho	0,37	12,22	0,38	14,03	0,34	10,81	0,38	12,81

Tendência Linear (T)	-0,05	-3,42	0,31	3,56	0,01	0,28	-0,19	-2,51
Tendência Quadrática (T2)			-0,03	-4,35			0,02	2,66
Equação de Ineficiência								
Constante	-108,92	-4,72	-87,73	-7,87	-111,43	-6,89	-96,14	-13,81
Tendência Linear (T)	-1,29	-5,12	27,17	7,75	1,11	5,01	29,92	13,80
Tendência Quadrática (T2)			-2,82	-8,09			-2,99	-14,05
Sigma-squared	215,36	5,24	76,92	11,11	180,42	7,41	72,33	17,42
Gamma	0,99	2468,37	0,99	1746,18	0,99	2547,18	0,99	2364,21
Log-likelihood função	-1225,91		-1214,03		-1240,98		-1196,67	
LR - teste para one-sided error	968,24		981,28		892,59		944,01	
Nº de restrições	3		4		3		4	
Nº de cross-sections	72		72		72		72	
Nº de períodos	9		9		9		9	
Nº total de observações	648		648		648		648	

TABELA VI: Indústria Têxtil

	IPA - GERAL				IPA - SETORIAL			
	a-linear		b- quadrática		c- linear		d- quadrática	
	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t
Fronteira de Produção								
Constante	8,37	19,41	8,22	17,78	8,81	16,96	9,08	23,96
Capital	0,26	10,18	0,28	12,41	0,21	6,24	0,24	8,13
Trabalho	0,74	0,29	0,71	17,34	0,68	13,54	0,66	18,74
Tendência Linear (T)	-0,06	-8,19	-0,04	-1,12	0,00	-0,04	-0,51	-9,19
Tendência Quadrática (T2)			0,00	-0,87			0,05	9,28
Equação de Ineficiência								
Constante	-45,99	-6,72	-40,81	-8,55	-56,41	-4,73	-41,84	-8,41
Tendência Linear (T)	2,36	5,88	9,77	8,36	2,11	4,28	10,81	7,87
Tendência Quadrática (T2)			-0,83	-8,22			-0,94	-7,71
Sigma-squared	28,18	7,94	15,06	10,23	43,75	5,53	15,18	10,24
Gamma	0,99	3359,28	0,99	1583,67	0,99	2031,02	0,99	1119,18
Log-likelihood função	-434,18		-439,24		-546,09		-456,73	
LR - teste para one-sided error	809,13		796,92		582,21		717,98	
Nº de restrições	3		4		3		4	
Nº de cross-sections	48		48		48		48	
Nº de períodos	9		9		9		9	
Nº total de observações	432		432		432		432	

TABELA VII: Indústria de Vestuário, Calçados e Artefatos de Tecidos

	IPA - GERAL				IPA - SETORIAL			
	a- linear		b- quadrática		c- linear		d- quadrática	
	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t
Fronteira de Produção								
Constante	9,56	25,41	9,91	31,02	8,75	21,34	9,81	26,56
Capital	0,38	13,07	0,34	12,11	0,37	11,08	0,35	12,16

Trabalho	0,3	10,27	0,35	10,98	0,32	8,49	0,35	10,31
Tendência Linear (T)	-0,01	-0,86	-0,04	-0,54	0,05	3,71	-0,57	-7,61
Tendência Quadrática (T2)			0,00	0,29			0,06	8,35
Equação de Ineficiência								
Constante	-50,79	-8,11	-54,01	-4,93	-61,62	-4,79	-51,05	-6,11
Tendência Linear (T)	3,57	7,33	0,05	0,10	2,84	4,29	2,26	3,39
Tendência Quadrática (T2)			0,31	5,16			0,09	1,99
Sigma-squared	33,77	10,04	42,75	5,96	51,38	5,61	35,27	7,85
Gamma	0,99	782,74	0,99	994,05	0,99	724,18	0,99	1377,37
Log-likelihood função	-642,21		-639,59		-697,12		-647,65	
LR - teste para one-sided error	640,63		645,76		522,26		602,61	
Nº de restrições	3		4		3		4	
Nº de cross-sections	52		52		52		52	
Nº de períodos	9		9		9		9	
Nº total de observações	468		468		468		468	

TABELA VIII: Indústria de Produtos Alimentares

	IPA - GERAL				IPA - SETORIAL			
	a- linear		b- quadrática		c- linear		d- quadrática	
	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t
Fronteira de Produção								
Constante	9,15	18,51	8,81	16,89	9,51	19,39	9,69	19,22
Capital	0,45	13,86	0,43	11,88	0,41	11,86	0,44	13,25
Trabalho	0,34	8,42	0,38	8,98	0,34	7,83	0,32	8,01
Tendência Linear (T)	0,00	-0,18	0,26	2,71	0,02	1,83	-0,31	-4,73
Tendência Quadrática (T2)			-0,02	-2,99			0,03	4,97
Equação de Ineficiência								
Constante	-168,42	-5,81	-141,52	-7,72	-156,76	-4,85	-141,85	-7,24
Tendência Linear (T)	4,16	7,82	39,87	7,42	3,13	5,28	35,91	7,22
Tendência Quadrática (T2)			-3,79	-7,52			-3,35	-7,23
Gamma	0,99	8757,37	0,99	7578,83	0,99	4665,48	0,99	4015,62
Sigma-squared	399,31	6,02	164,66	9,71	349,37	4,88	176,94	7,91
Log-likelihood função	-1512,74		-1509,99		-1537,28		-1504,63	
LR – teste para one-sided error	1129,97		1126,01		1042,07		1082,98	
Nº de restrições	3		4		3		4	
Nº de cross-sections	79		79		79		79	
Nº de períodos	9		9		9		9	
Nº total de observações	711		711		711		711	

METALÚRGICA (Tabela I): a fronteira de produção se contrai e há aumento do nível médio de ineficiência setorial na estrutura linear; na estrutura quadrática, a fronteira é estável e níveis médios de ineficiência aumentam com desaceleração. A utilização do IPA setorial traz significância ao resultado da fronteira na estrutura quadrática que se contrai com aceleração.

ELÉTRICA (Tabela III): há uma tendência à contração dos níveis médios de ineficiência e estabilidade da fronteira de produção nas estruturas linear e quadrática estimadas com o IPA-geral; o IPA-setorial corrobora a análise em relação à ineficiência do setor, mas diverge quanto ao comportamento da fronteira que, no ajuste linear, apresenta um deslocamento positivo ao passo que na estrutura quadrática a fronteira passa a apresentar uma contração.

TRANSPORTE (Tabela IV): a fronteira de produção apresenta uma suave tendência a contração na estrutura linear e tem tendência positiva com desaceleração na estrutura.. A análise do comportamento da eficiência na estrutura quadrática se mantém com o IPA setorial , mas o resultado relativo à fronteira se modifica: de estável no ajuste linear passa a apresentar tendência à contração com desaceleração na estrutura quadrática.

TÊXTIL (Tabela VI): a fronteira de produção se contrai e o nível médio de ineficiência cresce na estrutura linear enquanto, na estrutura quadrática, a fronteira permanece estável e o nível médio de ineficiência tem tendência positiva com desaceleração. Na estimação com IPA-setorial, a equação de ineficiência apresenta o mesmo resultado qualitativo do IPA-geral; quanto à fronteira de produção, esta não apresenta tendência significativa na estrutura linear, mas apresenta evidência de contração com suave desaceleração na estrutura quadrática. .

VESTUÁRIO (Tabela VII): fronteira de produção não apresenta tendência significativa na estrutura linear e quadrática estimadas com IPA-geral; por outro lado, a equação de ineficiência apresenta tendência ao aumento de nível médio na estrutura linear e nenhuma tendência significativa na estrutura quadrática. Na estimação com IPA-setorial a fronteira tem suave tendência à expansão no ajuste linear, mas apresenta resultado de tendência inicial (de maior ordem de grandeza) de contração com leve desaceleração; a equação de ineficiência revela uma tendência de aumento do nível médio da mesma. ALIMENTOS (Tabela VIII): a fronteira de produção permanece estável e o nível médio de ineficiência aumenta na estrutura linear estimada com o IPA-geral, mas a especificação quadrática revela tendência à expansão da fronteira com suave desaceleração. Na estimação com o IPA-setorial os resultados de ineficiência são confirmados, mas o comportamento da fronteira de produção tem o resultado oposto de tendência à contração com leve aceleração.

4.2 Fronteira de produção e eficiência, 1993-1995

Esta seção investiga possíveis efeitos da abertura comercial em 1991-1992 sobre a tendência de movimentos de fronteira de produção e/ou níveis de eficiência. A análise adota especificação de estrutura linear empregando variáveis *dummy* de intercepto e inclinação, associadas aos subperíodos 1986-1992 e 1993-1995, para identificar possíveis *quebras estruturais*.

Os resultados são apresentados abaixo nas tabelas IX a XVI.

TABELA IX: Quebra Estrutural Pós-Abertura: Metalúrgica

	IPA - GERAL		IPA - SETORIAL	
	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t
Fronteira de Produção				
Constante	9,83	21,21	9,23	20,91
Capital	0,42	15,68	0,45	17,93
Trabalho	0,29	10,63	0,29	11,68
Tendência Linear (T)	-0,07	-2,08	-0,16	-6,05
Dummy (D)	-0,94	-1,21	-5,35	-7,36
Dummy de Tendência (D*T)	0,12	1,23	0,76	8,08

Equação de Ineficiência				
Constante	-92,08	-7,09	-93,99	-5,84
Tendência Linear (T)	3,26	6,85	5,24	4,25
Dummy (D)	5,34	3,17	4,99	3,08
Dummy de Tendência (D*T)	-1,86	-5,41	-3,43	-3,97
Sigma-squared	117,03	7,48	116,76	6,85
Gamma	0,99	170,34	0,99	1932,93
Log-likelihood função	-999,17		-975,38	
LR - teste para one-sided error	909,36		904,83	
Nº de restrições	5		5	
Nº de cross-sections	63		63	
Nº de períodos	9		9	
Nº total de observações	567		567	

TABELA X: Quebra Estrutural Pós-Abertura: Mecânica

	IPA - GERAL		IPA - SETORIAL	
	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t
Fronteira de Produção				
Constante	8,06	11,01	10,81	18,19
Capital	0,41	9,05	0,42	11,22
Trabalho	0,31	6,67	0,16	3,84
Tendência Linear (T)	1,41	27,71	-0,22	-7,35
Dummy (D)	2,86	4,06	-4,37	-5,85
Dummy de Tendência (D*T)	-1,59	-17,61	0,66	6,92
Equação de Ineficiência				
Constante	-81,07	-3,13	-97,88	-4,27
Tendência Linear (T)	14,07	3,65	9,31	3,99
Dummy (D)	93,38	1,32	4,33	2,66
Dummy de Tendência (D*T)	-25,02	-2,03	-8,11	-4,27
Sigma-squared	110,18	2,87	116,24	4,81
Gamma	0,99	1205,62	0,99	2115,31
Log-likelihood função	-865,25		-723,78	
LR - teste para one-sided error	447,55		663,85	
Nº de restrições	5		5	
Nº de cross-sections	46		46	
Nº de períodos	9		9	
Nº total de observações	414		414	

TABELA XI: Quebra Estrutural Pós-Abertura: Elétrica e Comunicações

	IPA - GERAL		IPA - SETORIAL	
	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t
Fronteira de Produção				
Constante	9,66	14,30	8,52	11,02
Capital	0,34	5,53	0,41	6,72
Trabalho	0,51	5,15	0,40	3,84
Tendência Linear (T)	-0,02	-0,42	-0,07	-1,62
Dummy (D)	2,59	2,68	-1,74	-1,77
Dummy de Tendência (D*T)	-0,30	-2,27	0,38	2,98

Equação de Ineficiência				
Constante	-11,71	-4,33	-19,64	-3,41
Tendência Linear (T)	-5,07	-4,97	-4,01	-3,68
Dummy (D)	9,37	3,59	12,45	2,83
Dummy de Tendência (D*T)	2,23	4,72	1,72	3,67
Sigma-squared	26,71	6,56	28,73	4,55
Gamma	0,98	263,78	0,98	226,79
Log-likelihood função	-401,16		-400,91	
LR - teste para one-sided error	285,85		258,01	
Nº de restrições	5		5	
Nº de cross-sections	31		31	
Nº de períodos	9		9	
Nº total de observações	279		279	

TABELA XII: Quebra Estrutural Pós-Abertura: Material de Transporte

	IPA - GERAL		IPA - SETORIAL	
	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t
Fronteira de Produção				
Constante	6,27	9,39	8,42	16,09
Capital	0,48	9,87	0,41	9,02
Trabalho	0,38	7,14	0,44	9,08
Tendência Linear (T)	1,42	22,91	-0,11	-4,43
Dummy (D)	1,84	2,46	-4,88	-5,42
Dummy de Tendência (D*T)	-1,46	-13,16	0,69	6,01
Equação de Ineficiência				
Constante	-42,11	-4,48	-55,99	-5,59
Tendência Linear (T)	8,34	6,11	4,97	4,88
Dummy (D)	-22,31	-3,03	-9,65	-4,45
Dummy de Tendência (D*T)	-8,71	-6,15	-2,20	-5,09
Sigma-squared	68,18	4,51	38,71	7,63
Gamma	0,99	798,29	0,99	0,81
Log-likelihood função	-651,32		-473,09	
LR - teste para one-sided error	198,02		567,66	
Nº de restrições	5		5	
Nº de cross-sections	39		39	
Nº de períodos	9		9	
Nº total de observações	351		351	

TABELA XIII: Quebra Estrutural Pós-Abertura: Química

	IPA - GERAL		IPA - SETORIAL	
	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t
Fronteira de Produção				
Constante	10,63	25,26	10,33	24,21
Capital	0,34	13,62	0,37	12,37
Trabalho	0,37	12,41	0,36	11,57
Tendência Linear (T)	0,08	2,23	-0,07	-2,24
Dummy (D)	0,60	0,94	-5,13	-6,24
Dummy de Tendência (D*T)	-0,17	-2,02	0,68	6,35

Equação de Ineficiência				
Constante	-89,83	-7,46	-92,71	-8,14
Tendência Linear (T)	11,78	7,48	11,11	8,17
Dummy (D)	6,74	4,17	8,01	4,82
Dummy de Tendência (D*T)	-10,63	-7,52	-9,96	-8,19
Sigma-squared	90,46	8,68	98,81	9,29
Gamma	0,99	1425,81	0,99	2252,29
Log-likelihood função	-1217,72		-1199,02	
LR - teste para one-sided error	970,46		937,68	
Nº de restrições	5		5	
Nº de cross-sections	72		72	
Nº de períodos	9		9	
Nº total de observações	648		648	

TABELA XIV: Quebra Estrutural Pós-Abertura:Têxtil

	IPA - GERAL		IPA - SETORIAL	
	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t
Fronteira de Produção				
Constante	8,54	18,06	8,32	18,55
Capital	0,27	10,31	0,24	8,52
Trabalho	0,71	23,38	0,73	18,89
Tendência Linear (T)	-0,08	-5,97	-0,12	-7,54
Dummy (D)	0,45	1,25	-3,65	-7,05
Dummy de Tendência (D*T)	-0,05	-1,06	0,55	8,43
Equação de Ineficiência				
Constante	-45,38	-6,23	-46,88	-5,89
Tendência Linear (T)	3,35	0,51	3,79	5,42
Dummy (D)	23,38	5,41	35,51	5,25
Dummy de Tendência (D*T)	-3,73	-5,23	-5,96	-5,55
Sigma-squared	26,16	7,97	27,54	7,22
Gamma	0,99	2232,31	0,99	1204,96
Log-likelihood função	-430,16		-475,69	
LR - teste para one-sided error	809,22		677,94	
Nº de restrições	5		5	
Nº de cross-sections	48		48	
Nº de períodos	9		9	
Nº total de observações	432		432	

TABELA XV: Quebra Estrutural Pós-Abertura:Vestuário e Calçados

	IPA - GERAL		IPA - SETORIAL	
	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t
Fronteira de Produção				
Constante	9,59	23,82	8,99	23,08
Capital	0,37	11,61	0,38	12,23
Trabalho	0,35	10,08	0,33	10,33
Tendência Linear (T)	-0,04	-1,48	-0,10	-4,95
Dummy (D)	-0,88	-1,22	-5,33	-5,98
Dummy de Tendência (D*T)	0,14	1,51	0,81	7,16

Equação de Ineficiência				
Constante	-51,44	-5,96	-52,98	-5,47
Tendência Linear (T)	3,15	5,22	2,61	4,83
Dummy (D)	-12,09	-4,83	-14,82	-4,55
Dummy de Tendência (D*T)	1,91	4,86	2,76	4,64
Sigma-squared	34,68	7,14	37,74	6,41
Gamma	0,99	919,44	0,99	755,22
Log-likelihood função	-639,63		-652,73	
LR - teste para one-sided error	645,55		599,33	
Nº de restrições	5		5	
Nº de cross-sections	52		52	
Nº de períodos	9		9	
Nº total de observações	468		468	

TABELA XVI: Quebra Estrutural Pós-Abertura: Produtos Alimentares

	IPA - GERAL		IPA - SETORIAL	
	coeficiente	teste-t	coeficiente	teste-t
Fronteira de Produção				
Constante	14,76	58,92	9,21	20,77
Capital	0	-3,84	0,41	13,06
Trabalho	0,61	17,77	0,39	8,85
Tendência Linear (T)	0,05	1,49	-0,03	-1,02
Dummy (D)	-0,31	-17,77	-4,11	-5,74
Dummy de Tendência (D*T)	0,02	0,98	0,56	6,04
Equação de Ineficiência				
Constante	-121,99	-11,56	-126,77	-7,31
Tendência Linear (T)	7,54	7,02	13,71	6,94
Dummy (D)	10,52	9,53	40,82	6,05
Dummy de Tendência (D*T)	-16,24	-11,04	-12,05	-6,71
Sigma-squared	282,98	10,55	189,53	8,21
Gamma	0,99	4703,14	0,99	4383,45
Log-likelihood função	-1580,17		-1525,38	
LR - teste para one-sided error	996,46		1035,17	
Nº de restrições	5		5	
Nº de cross-sections	79		79	
Nº de períodos	9		9	
Nº total de observações	711		711	

Em geral, o subperíodo 1993-1995 apresenta resultados de expansão da fronteira de produção, enquanto os números relativos ao desempenho de níveis de ineficiência são mais diversificados. Considerando as estimações com o IPA-setorial, por exemplo, o setor ELÉTRICA (Tabela XI) apresenta uma tendência a aumento nos níveis médios de ineficiência em 1993-1995 em contraste com a tendência à redução no período anterior, enquanto o setor QUÍMICA (Tabela XIII) revela tendência à redução de níveis de ineficiência médios no subperíodo 1993-1995 em contraposição à tendência a aumento no subperíodo anterior. O setor TEXTIL (Tabela XIV) apresenta reversão de uma tendência de aumento de níveis médios de ineficiência no subperíodo 1986-1992 a uma tendência à redução daqueles níveis no subperíodo 1993-1995 de forma tão intensa que a magnitude do coeficiente no segundo subperíodo, além do sinal oposto, é maior do que no primeiro. O setor VESTUÁRIO, CALÇADOS E ARTEFATOS DE TECIDOS (Tabela XV) contrasta um resultado de expansão de fronteira em 1993-1995 com contração

em 1986-1992, mantendo os níveis médios de aumento de níveis de ineficiência médios nos dois subperíodos. A interpretação dos resultados para os demais setores é análoga.

5. CONCLUSÃO

Este trabalho analisa a evolução da fronteira tecnológica e dos níveis de eficiência técnica de setores industriais brasileiros com base em microdados da Pesquisa Industrial Anual/IBGE no período 1986-1995. A metodologia adotada permite analisar simultaneamente os movimentos distintos de mudança da fronteira tecnológica e disseminação da melhor prática produtiva, expressa pela evolução dos níveis médios de eficiência setorial.

As especificações de função de produção de fronteira analisadas incluem: eficiência técnica invariante no tempo, eficiência técnica com tendência linear, e eficiência técnica quadrática no tempo. As estimações são efetuadas com dados convertidos a preços correntes de 1995 com a utilização alternativa de dois índices de preços, IPA-geral e IPA-setorial.

Em geral, a utilização do IPA-setorial traz significância estatística à taxa de variação da fronteira no tempo, às vezes não captada com a utilização do IPA-geral, corroborando a rejeição à hipótese de invariância da fronteira no período estudado. Como o IPA-setorial reflete o comportamento de preços relativos na economia, ao contrário do IPA-geral, sempre que os resultados diferirem qualitativamente (sinais de coeficientes), considera-se os números estimados com o IPA-setorial como referência. Com respeito ao comportamento da tendência da produtividade industrial da economia brasileira, a análise dos resultados indica que, quando se observa o período completo 1986-95, há um movimento no sentido de contração da fronteira tecnológica nos setores METALÚRGICA, MECÂNICA, estabilidade nas fronteiras dos setores TRANSPORTES, QUÍMICA, TÊXTIL, (especificação linear), e um deslocamento suave no sentido de expansão das fronteiras de ELÉTRICA, VESTUÁRIO (confeções e calçados) e PRODUTOS ALIMENTARES. Este resultado de deslocamentos da fronteira é acompanhado por uma tendência de aumento de níveis médios de ineficiência técnica nos diversos setores, à exceção do setor ELÉTRICA, que apresenta tendência à redução de ineficiência média no período.

De uma maneira geral, o subperíodo 1993-1995 apresenta resultados de expansão da fronteira de produção, enquanto os números relativos ao desempenho de níveis de ineficiência são mais diversificados. Considerando as estimações com o IPA-setorial, por exemplo, o setor ELÉTRICA apresenta uma tendência a aumento nos níveis médios de ineficiência em 1993-1995 em contraste com a tendência à redução no período anterior, enquanto o setor QUÍMICA revela tendência à redução de níveis de ineficiência médios no subperíodo 1993-1995, em contraposição à tendência a aumento no subperíodo anterior. O setor TÊXTIL apresenta reversão de uma tendência de aumento de níveis médios de ineficiência no subperíodo 1986-1992 a uma tendência à redução daqueles níveis no subperíodo 1993-1995 de forma tão intensa que a magnitude do coeficiente no segundo subperíodo, além do sinal oposto, é maior do que no primeiro. Finalmente, o setor VESTUÁRIO E CALÇADOS contrasta um resultado de expansão de fronteira em 1993-1995 com contração em 1986-1992, mantendo os níveis médios de aumento de níveis de ineficiência médios nos dois subperíodos.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AIGNER, D. J., C. A. K. LOVELL e P. SCHMIDT (1977) *Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models*, Journal of Econometrics 6, p.21-37.
- BATTESE, G. E. e T. J. Coelli (1988) *Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data*. Journal of Econometrics 38 (1988), 387-399.
- BATTESE, G. E. e T. J. Coelli (1992) *Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: with Application to Paddy Farmers In India*. Journal of Productivity Analysis 3, 153-169.
- BATTESE, G. E. e T. J. Coelli (1995) *A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data*. Empirical Economics (1995), 20:325-332.

- BATTESE, G. E. e CORRA, G.S. (1977) *Estimation of a Production Frontier Model: with Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia*. Australian Journal of Agricultural Economics 21, 169-179.
- FARREL, M. J. (1957) *The Measurement of Productive Efficiency*. Journal of the Royal Statistical Society, London, v.120, p. 253-281, 1957.
- GREENE, H. W. (1996) *Frontier Production Functions*, em PESARAN, H. and SCHMIDT, P. (eds) Handbook of Applied Econometrics. New York, [s.d.], v.2-microeconometrics, 1996.
- HUANG, C. e LIU, J-T (1992) *Stochastic Production Frontier in the Taiwan Electronics Industry*. Department of Economics Vanderbilt University , Nashville, pp13.
- HULTEN, C.R. (2000) *Total Factor Productivity: a Short Biography*. NBER Working Paper n° 7471, January 2000. JEL n° 047, B22.
- KALIRAJAN, K.P., e SHAND, R.T.(1999) *Frontier Production Functions and Technical Efficiency Measures*. Journal of Economic Surveys, v. 13, n° 2, p. 149-172, 1999.
- KUMBHAKAR,S.C. (1991) *Estimation of Technical Inefficiency in Panel Data Models with Firm and Time-specific Effects*. Economics Letters, Amsterdam, v.36, n.1., p.43-48, may 1991.
- KUMBHAKAR,S.C. ;GHOSH, S. e McGUCKIN, J.T.(1991) *A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U.S. Dairy Farms*. Journal of Business and Economics Statistics 9, 279-286.
- LEE,L. ; TYLER, W. G.(1977) *The Stochastic Frontier Production Function and Average Efficiency*. Journal of Econometrics 7, p. 385-389.
- MADDALA, G. S. (1994) *A Note on the Form of the Production Function and Productivity in Measurement and Interpretation of Productivity*. IN: MADDALA, G.S., Econometric Methods and applications. Aldershot: Edward Elgar, v.1, p.57-65, 1994.
- MEEUSEN, W. e J. van den BROECK (1977) *Efficiency Estimation for Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error*. International Economic Review 18, n° 2, June, 435-444.
- REIFSCHNEIDER, D. e STEVENSON R. (1991) *Systematic Departures from the Frontier: a Framework for the Analysis of Firm Inefficiency*. International Economic Review 32, 715-723.
- SCHMIDT, P.(1976) *On the Statistical Estimation of Parametric Frontier Production Functions*. The Review of Economics and Statistics, Amsterdam, v.58, n° 2, p.238-239, may 1976.
- SCHMIDT, P. ; SICKLES R.(1984) *Production Frontiers and Panel Data*. Journal of Business & Economic Statistics, vol. 2, n° 4, October 1984.
- STEVENSON, R. E. (1980) *Likelihood functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation*. Journal Econometrics 13 (1980), 57-66.
- YOUNG, A .(1995) *The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experiences*. Quarterly Journal of Economics, v. 110, n° 3, 1995.