

ISSN 1415-4765

**TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 961**

**ESPECIALIZAÇÕES INDUSTRIAIS  
NA ECONOMIA BRASILEIRA: UMA  
ANÁLISE DE DESEMPENHO SETORIAL**

**Janete Duarte**

Brasília, julho de 2003



**TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 961**

**ESPECIALIZAÇÕES INDUSTRIAIS  
NA ECONOMIA BRASILEIRA: UMA  
ANÁLISE DE DESEMPENHO SETORIAL**

**Janete Duarte\***

Brasília, julho de 2003

---

\* Consultora da Diretoria de Estudos Setoriais (Diset) do Ipea. A autora agradece o apoio e o interesse dessa diretoria na realização deste estudo.

**Governo Federal**

**Ministério do Planejamento,  
Orçamento e Gestão**

**Ministro** – Guido Mantega

**Secretário-Executivo** – Nelson Machado

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

**Presidente**

Glauco Antonio Truzzi Arbix

**Chefe de Gabinete**

Persio Marco Antonio Davison

**Diretor de Estudos Macroeconômicos**

Ricardo Varsano

**Diretor de Estudos Regionais e Urbanos**

Luiz Henrique Proença Soares

**Diretor de Administração e Finanças**

Celso dos Santos Fonseca

**Diretor de Estudos Setoriais**

Mário Sérgio Salerno

**Diretor de Cooperação e Desenvolvimento**

Maurício Otávio Mendonça Jorge

**Diretor de Estudos Sociais**

Anna Maria T. Medeiros Peliano

## TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou o do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

# SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DE FRONTEIRA 7

3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS 9

4 RESULTADOS 13

5 CONCLUSÃO 25

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS 26



## **SINOPSE**

Este estudo emprega a metodologia de Função de Produção de Fronteira (FPF) – fronteira determinística e fronteira estocástica – na análise de desempenho de um número de especializações industriais brasileiras. O painel de dados cobre o período 1996/1998 e utiliza informações econômicas em nível de firmas, coletadas pela Pesquisa Industrial Anual (PIA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os resultados relativos ao comportamento da fronteira estocástica indicam contração desta no setor de minerais não metálicos, estabilidade nas fronteiras dos setores calçadista, de confecção, têxtil e deslocamento suave no sentido da expansão da fronteira do setor moveleiro. Do ponto de vista de evolução de níveis médios de ineficiência técnica, todos os setores exibiram tendência a aumento nesses níveis no período 1996/1998. De maneira geral, os indicadores de concentração industrial, ganhos salariais e níveis de escolaridade são fatores importantes na análise de desempenho das unidades locais. Contudo, modelos mais gerais e a inclusão de novas variáveis na equação da ineficiência são procedimentos necessários para se obter estimativas mais robustas.

## **ABSTRACT**

This study employs the Frontier Production Functions (FPF) approach – deterministic and stochastic – to analyze the performance of a number of municipalities to some 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 1996/1998. The results concerning the stochastic frontier show diversity in sector performance for 1996/1998, but indicate that the majority sectors records positive shifts of their performance. The coefficient of Year indicates that the value of output has tended to increase by a small, but insignificant, rate over the three-year period. The estimated coefficients in the inefficiency model are of particular interest to this study: the results indicate that the model, involving a constant term, industrial concentration, dummy variable, schooling and year of observation, is a significant component in the stochastic frontier production function. Further theoretical and applied work is obviously required to obtain better and more general models for stochastic frontier and technical inefficiency effects associated with the analysis of panel data.





# 1 INTRODUÇÃO

Objetiva-se analisar aqui, sob a ótica da eficiência técnica, o desempenho econômico de unidades administrativas locais – setorialmente especializadas – no período 1996/1998 e discutir possíveis determinantes estruturais dos resultados obtidos. Propõe-se, com esse exercício, implementar uma metodologia que possibilite um melhor entendimento do desempenho dessas especializações, uma vez que diferenças nos níveis de eficiência técnica de unidades locais são relevantes na orientação de políticas públicas quando identificados fatores que contribuam para aqueles resultados.

A natureza exploratória do estudo justifica a escolha de um subconjunto de 5 de um total de 61 atividades setoriais – divisão da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) – presentes na Relação Anual de Informações Sociais (Rais), sendo a metodologia de análise aplicável à base de dados mais abrangente. A primeira etapa do exercício busca identificar as aglomerações setorialmente especializadas definidas em nível municipal; a segunda etapa estima as eficiências técnicas dos municípios selecionados com base em um painel de dados e utiliza-se de informações sobre características estruturais dos municípios que possam afetar as diferenças observadas nas respectivas eficiências.

Após esta introdução, faz-se, na segunda seção, uma resenha da teoria de Função de Produção de Fronteira (FPF). Na terceira seção, são abordadas a metodologia e a base de dados utilizadas. Na seção 4, são apresentados os resultados obtidos na análise empírica e, na quinta, conclui-se o trabalho.

## 2 FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DE FRONTEIRA

### 2.1 INTRODUÇÃO

Em contraste com a formulação empírica clássica de “função de produção média”, a chamada Função de Produção de Fronteira incorpora a restrição segundo a qual nenhuma unidade produtiva é capaz de exceder a um nível de produção máximo dado o estado de desenvolvimento tecnológico. O trabalho pioneiro de Farrell (1957), que estima a isoquanta unitária eficiente mediante a utilização de programação linear e deriva dessa especificação a medida de eficiência, é o marco inicial da extensa literatura sobre FPF, que inclui numerosas contribuições de diversos autores em anos subsequentes.

Dependendo da hipótese sobre as 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. A maior generalidade do modelo de fronteira estocástica está na sua possibilidade de distinguir se a divergência observada entre um dado nível de produção e sua contrapartida sobre a fronteira estocástica se deve à ineficiência ou à variação aleatória em relação à fronteira. As limitações da abordagem de fronteira determinística transpare-

cem, por exemplo, quando fatores como mau tempo e interrupção no suprimento de insumos, claramente externos ao 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.

## 2.2 FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DE FRONTEIRA E O INSTRUMENTAL DE DADOS EM PAINEL<sup>1</sup>

Considerando-se o contexto de  $N$  unidades produtivas com informações sobre os respectivos produtos e insumos observadas durante um período de  $\tau$  anos – característico de uma base de dados em painel –, uma função de produção de fronteira genérica sob a ótica de um painel de dados pode ser representada da seguinte forma:<sup>2</sup>

$$y_{it} = \beta_0 + x_{it}'\beta + v_{it} - u_i, \text{ e ser reescrita como:} \quad (1)$$

$$y_{it} = \beta_{0i} + x_{it}'\beta + v_{it}, \text{ em que } \beta_{0i} = \beta_0 - u_i. \quad (2)$$

O choque estocástico compõe-se de dois termos aditivos: o primeiro,  $v$ , tem média zero e desvio padrão  $\sigma_v^2$ ; o segundo,  $u$  ( $\geq 0$ ), tem média  $\mu > 0$  e variância  $\sigma_u^2$ . 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, caracterizando, portanto, ineficiência técnica.

A especificação de dados em painel apresenta duas hipóteses alternativas para se modelar o comportamento específico de cada unidade: *i*) os efeitos individuais  $u_i$  são constantes específicas das unidades produtivas, o que caracteriza a abordagem “efeitos fixos”; *ii*) os efeitos individuais  $u_i$  são termos constantes distribuídos aleatoriamente entre as unidades produtivas, o que configura a abordagem “efeitos aleatórios”.

A especificação “efeitos fixos” pode ser implementada com o estimador *Least squares dummy variables* (LSDV), enquanto a especificação “efeitos aleatórios” requer mínimos quadrados generalizados (GLS)<sup>3</sup> ou Máxima Verossimilhança (MV), visto que efeitos individuais “aleatórios”  $u_i$  – diferenciados entre unidades, mas constantes ao longo do tempo – provocam correlação serial nos choques estocásticos dessas unidades.

Neste estudo, a especificação “efeitos fixos” é implementada com o estimador mínimos quadrados ordinários com variáveis *dummies* (LSDV), e a especificação “efeitos aleatórios”, com o estimador de máxima verossimilhança (MV). Embora ambos os estimadores convirjam para os verdadeiros valores dos parâmetros com o aumento do número de observações (ambos são consistentes), o estimador MV tem a vantagem de ser mais eficiente (apresenta menor dispersão).

1. Como discutido em Schmidt & Sickles (1984), em particular, três grandes dificuldades podem ser contornadas quando se utiliza um painel de dados: *i*) 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; *ii*) hipóteses restritivas sobre a distribuição dos erros – necessárias em uma análise cross-section – podem ser evitadas com o uso de um painel de dados; *iii*) 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.

2. As variáveis  $Y, X, K, L, V, U$ , impressas em letras minúsculas, representam o logaritmo do valor original. Assim:  $y_{it} = \log(Y_{it})$ ;  $x_{it} = \log(X_{it})$ ;  $k_{it} = \log(K_{it})$ ;  $l_{it} = \log(L_{it})$ ;  $v_{it} = \log(V_{it})$  e  $u_{it} = \log(U_{it})$ .

3. Generalized least squares.

### 3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

#### 3.1 METODOLOGIA: FRONTEIRA DETERMINÍSTICA NUM CONTEXTO DE PAINEL

Ao se estimar a função de produção (ver equação 1), o *one-sided error*,  $u_i$ , será incorporado ao intercepto da equação, isto é, cada unidade produtiva passa a ter um intercepto específico, com os demais parâmetros semelhantes aos das outras localidades. Esse novo termo – associação entre a constante e o *one-sided error* – representa os efeitos individuais de cada localidade, os quais, como mencionado, podem ser considerados como fixos ou aleatórios. Considerar os efeitos individuais como fixos significa acreditar nos efeitos individuais como resultantes de fatores constantes no tempo, diretamente observados e determinados por características intrínsecas de cada localidade, sendo consistente com o modelo de fronteira determinística, o qual trata a ineficiência como resultante de decisões tomadas pelos agentes produtivos.

Esse modelo é conhecido na literatura como *Covariance Model*, o qual se utiliza de transformações do grupo (desvio das médias dos grupos: *within groups*), em que:

$$y_{it} = \beta_{0i} + x_{it}'\beta + v_{it} \quad (3)$$

$$\beta_{0it} = \beta_{0i} \text{ para todo } t$$

$$\beta_{kit} = \beta_k \text{ para todo } i \text{ e } t, k = 1, \dots, k \quad \text{e} \quad v_{it} \sim (0, \sigma^2),$$

sendo  $i = 1, 2, \dots, N$  as unidades (firmas) de análise e  $t = 1, 2, \dots, T$  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;  $\beta$  são os  $k$  parâmetros a serem estimados (observe que não há constante específica  $\beta_0$  representando o intercepto da fronteira de produção);  $v_{it}$ 's são os choques estocásticos assumidos como *iid* (independentes e identicamente distribuídos) em uma distribuição normal com  $N(0, \sigma_v^2)$ ; e  $u_i$ 's são, por hipótese, constantes específicas das unidades de análises associadas ao intercepto da regressão.

A especificação equivale a modelar um intercepto diferenciado para cada unidade, sendo também denominada de *Least squares dummy variables* (LSDV).<sup>4</sup> Nesse caso, o pressuposto de homocedasticidade dos resíduos é válido com a adoção de apenas um termo do erro –, o *two-sided error*,  $v_{it}$  –, o qual apresenta média zero e variância constante, visto que o *one-sided error* é considerado um efeito individual fixo.

A construção dos índices de eficiência (estimador LSDV) segue a metodologia padrão da literatura sumariada em Greene (1996), em que a unidade de análise que apresenta o maior intercepto é a “fronteira” de eficiência técnica, e a medida da ineficiência de qualquer unidade é a diferença entre seu intercepto e a fronteira. Nessa etapa do exercício, ficam implícitas a correção do viés do intercepto<sup>5</sup> dada pelo seu

4. Utiliza-se o software Eviews 3.0 – modelo Pooled Ls: opção de interceptos com efeitos fixos sem ponderações.

5. A correção do viés do intercepto se faz necessária quando se utiliza o estimador de Mínimos Quadrados e o procedimento adotado vai de acordo com a sugestão de Greene (1980) de simplesmente deslocar o intercepto da regressão até que nenhum resíduo continue positivo e um (o da “fronteira”) seja zero.

deslocamento de forma que os resíduos passem a ter uma distribuição truncada em zero e a adoção do pressuposto da fronteira determinística, uma vez que todos os desvios em relação à fronteira (maior intercepto) serão inteiramente atribuídos à ineficiência técnica. Em termos da nomenclatura:

$$\beta_0 = \text{Max}(\beta_{0i}), \quad \text{com} \quad u_i = \beta_0 - \beta_{0i}, \quad (4)$$

em que  $\beta_0$  representa o maior intercepto estimado e  $u_i$ , a diferença entre o maior intercepto e aquele correspondente à  $i$ -ésima localidade. A exponencial de  $u_i$ , com o sinal negativo explicitado e multiplicada por 100, expressa a eficiência técnica da  $i$ -ésima unidade  $ET_i$  em termos percentuais:

$$ET_i = 100e^{-u_i}. \quad (5)$$

### 3.2 METODOLOGIA: FRONTEIRA ESTOCÁSTICA NUM CONTEXTO DE PAINEL

Uma segunda alternativa de método de estimação é considerar o termo do erro *one-sided error* como aleatório, apresentando uma distribuição particular, não correlacionado com o *two-sided error* e nem com os regressores. Assim, retorna-se à idéia original, em que o termo do erro é composto por duas partes, uma específica para cada corte transversal e outra como sendo o resíduo geral da equação. O modelo de efeitos individuais aleatórios é mais coerente com um modelo de fronteira de produção estocástica, em que se considera que a razão da ineficiência da unidade analisada tem pelo menos um elemento alheio à decisão dos agentes.

Grande parte dos estudos empíricos desenvolvidos em relação à fronteira não tinha, explicitamente, construído um modelo para “explorar” os efeitos de variáveis correlatas na ineficiência. Os trabalhos que abordam essa questão adotavam um modelo em “dois estágios”: no primeiro, especificava-se e estimava-se a fronteira e os correspondentes níveis de (in)eficiência das unidades produtivas; no segundo, analisava-se fatores que podiam afetar a ordenação de “níveis de eficiência” obtida. Todavia, como as estimativas da eficiência técnica no primeiro estágio são obtidas a partir do pressuposto de ser a ineficiência independente, a regressão entre essa medida e seus determinantes é, no mínimo, conflitante com a hipótese de a eficiência ser *iid* na fronteira estocástica.

Battese e Coelli (1995) propõem modelos para análise de ineficiência técnica envolvida na função de produção estocástica nos quais os parâmetros da fronteira e aqueles do modelo de ineficiência são estimados simultaneamente. As especificações pressupõem a existência de uma distribuição associada aos dados em painel das firmas inseridas na amostra. Esses autores propõem uma especificação em que a eficiência é expressa como uma função de variáveis específicas, inclusive “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.

Este estudo segue a metodologia de Battese e Coelli (1995) para analisar o desempenho de unidades produtivas no período 1996/1998 sob a ótica da eficiência técnica. A especificação desses autores apresenta a vantagem de relaxar a hipótese de níveis de eficiência técnica e fronteira tecnológica invariantes no tempo. Assim:

$$y_{it} = \beta_0 + x_{it}'\beta + v_{it} - u_{it} \quad (6)$$

$$y_{it} = \beta_{0it} + x_{it}'\beta + v_{it} \quad \text{e} \quad \beta_{0it} = \beta_0 - u_{it},$$

em que  $i = 1, 2, \dots, N$  representa as unidades (firmas) de análise e  $t = 1, 2, \dots, T$  representa 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;  $\beta$  são os  $k$  parâmetros a serem estimados (observar a constante  $\beta_0$  que representa o intercepto da fronteira de produção);  $v_{it}$ 's são os choques estocásticos assumidos como *iid* em uma distribuição normal com  $N(0, \sigma_v^2)$  e distribuídos independentemente de  $u_{it}$ 's, variáveis aleatórias não negativas que são associadas à ineficiência da produção;  $u_{it}$ 's têm, por hipótese, uma distribuição normal truncada com média  $z_{it}\delta$  e variância  $\sigma^2$ ;  $z_{it}$  é um vetor ( $1 \times m$ ) de variáveis explicativas associadas à ineficiência técnica das firmas envolvidas no processo de produção; e  $\delta$  é um vetor de  $m$  coeficientes desconhecidos a ser estimado.

A eficiência técnica ( $u_{it}$ ) é, por hipótese, uma função de variáveis “explicativas”  $z_{it}$ 's e de um vetor de coeficientes desconhecidos,  $\delta$ . Espera-se que esse conjunto de variáveis esteja associado aos desvios da produção observada em relação à fronteira estocástica. Os efeitos individuais relacionados à ineficiência técnica  $u_{it}$  podem ser especificados de acordo com:

$$u_{it} = z_{it}\delta + w_{it}, \quad (7)$$

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

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

$$TE_{it} = \exp(-u_{it}) = \exp(-z_{it}\delta - w_{it}), \quad (8)$$

em que a estimativa da eficiência técnica é baseada em uma média condicionada, dadas as hipóteses do modelo. É importante observar que se  $z_{it}\delta + w_{it} > z_{it'}\delta + w_{it'}$ , para  $i \neq i'$ , não necessariamente implica  $z_{it'}\delta + w_{it'} > z_{it}\delta + w_{it}$ , 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<sup>6</sup> com o pressuposto de uma distribuição truncada para a variável  $u_{it}$ . Este estudo adota a especificação funcional Cobb-Douglas, que, embora menos flexível em relação à função

6. O software utilizado é o Frontier 4.1 (desenvolvido por Battese e Coelli), por meio do qual são obtidas as estimativas dos parâmetros da função de produção de fronteira estocástica simultaneamente aos parâmetros da equação da ineficiência.

Translog, por exemplo, apresenta resultados confiáveis à forma funcional no caso de mudança tecnológica neutra.<sup>7</sup> A função *likelihood* é expressa em termos da variância dos parâmetros  $\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma^2$  e  $Y = \sigma^2 / \sigma_s^2$ .

### 3.3 BASE DE DADOS

A primeira etapa deste estudo busca identificar as aglomerações setorialmente especializadas de acordo com a metodologia apresentada em Albuquerque (2000).<sup>8</sup> Para isso, são utilizadas informações da Rais de 1997 para o cálculo do quociente locacional (QL), e as unidades administrativas são selecionadas se possuírem  $QL > 1$  e percentual de emprego no município em relação ao total nacional de, no mínimo, 5%.

As amostras são compostas por unidades administrativas locais que se destacam (em relação ao total nacional) nos seguintes setores: têxtil (32 municípios), de confecção (23 municípios), calçadista (21 municípios), de minerais não metálicos (22 municípios) e moveleiro (25 municípios).

A análise da eficiência técnica dos municípios selecionados fundamenta-se na construção de uma função de produção agregada para esse subconjunto de municípios, em que as informações relativas às variáveis produto (Y), trabalho (L) e capital (K) na função são fornecidas pela Pesquisa Industrial Anual (PIA) do IBGE, no período 1996/1998,<sup>9</sup> referentes às firmas inseridas nos municípios em questão.

Os dados relativos ao valor da produção são as respectivas receitas líquidas de vendas e referem-se às receitas de vendas de firmas setorialmente definidas, presentes nos municípios definidos segundo o critério estabelecido.

Em relação ao insumo trabalho, são utilizados os dados sobre o pessoal ocupado ligado à produção industrial: pessoas efetivamente ocupadas em 31/12 do ano de referência, independentemente de terem ou não vínculo empregatício, desde que remuneradas diretamente pela empresa nas atividades de produção de bens e serviços industriais (de manutenção e reparação de equipamentos industriais, de utilidades, de apoio direto à produção industrial).

O estudo adota a compra de energia elétrica utilizada na produção como *proxy* para o insumo capital, prática que tem sido observada na literatura empírica como “segunda melhor alternativa” na ausência de informações diretas sobre o estoque de capital.<sup>10</sup>

Este trabalho, ao implementar a metodologia estocástica, busca analisar algumas variáveis relevantes na explicação dos diferentes desempenhos de firmas agrupadas por municípios:<sup>11</sup>

---

7. Madalla (1994) 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.

8. Cálculo do quociente locacional:  $(EMP_{setor\ i} / EMP_{município\ j}) / (total\ do\ país\ (EMP_{setor} / total\ do\ país\ EMP))$ , ponderado por percentual de emprego.

9. Valores deflacionados pelo IPA geral, publicados pela FGV/IBRE (Revista Conjuntura Econômica de fevereiro de 2000), a preços constantes de 1998.

10. Por exemplo, Lau et alii (1993).

11. O objetivo aqui não é esgotar todas as explicações possíveis para as diferenças de desempenho das unidades, mas sim analisar a importância das variáveis passíveis de observação e mensuração na determinação do nível de eficiência.

1. **Capital humano (educação):** percentual da população – setorialmente definida – de cada município que tenha concluído, pelo menos, o ensino médio (2º grau) no período analisado. A fonte dos dados será a Rais 1996/1998.
2. **Concentração industrial:** percentual do somatório das receitas líquidas de vendas das firmas do setor presentes no município sobre o valor médio da receita líquida do setor no ano de 1998. A fonte dos dados será a PIA/IBGE.
3. **Indicador da difusão da melhor prática produtiva:** tanto a fronteira de produção quanto a equação de ineficiência são especificadas para admitirem a possibilidade de deslocamento no tempo em estrutura linear. Um sinal positivo no coeficiente de tendência temporal da equação de ineficiência indica aumento de níveis médios de ineficiência entre firmas (municípios) no período; um sinal negativo significa redução desses 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.
4. **Ganhos e/ou incentivos salariais:** na tentativa de se captar uma possível relação entre ganhos salariais e eficiência, são utilizadas variável de controle *dummy* = 1 para os municípios que apresentam número de trabalhadores com remuneração igual ou superior à faixa salarial média do setor na amostra analisada e variável *dummy* = 0 para os demais. A fonte dos dados será Rais 1998.

## 4 RESULTADOS

### 4.1 ABORDAGEM DETERMINÍSTICA E EFICIÊNCIA INVARIANTE, 1996/1998

A adoção da abordagem efeitos fixos (estimador LSDV) e da fronteira determinística pressupõe que as diferenças entre as unidades municipais em relação ao nível de eficiência técnica são resultantes de fatores constantes no tempo, diretamente observados e determinados por características intrínsecas de cada unidade. As tabelas de 1 a 5 apresentam os resultados encontrados para os parâmetros da fronteira de produção (especificação Cobb-Douglas):

TABELA 1

#### Calçados

Variável dependente = *y*

Variável	Coefficiente	Teste T	Prob.
l	0,895163	10,62773	0,0000
k	0,311742	3,648860	0,0005
T	0,172417	1,912172	0,0594
R2	0,968123	-	-
R2 ajustado	0,949323	-	-

Elaboração da autora.

TABELA 2

**Confecção**

Variável dependente = y

Variável	Coefficiente	Teste T	Prob.
l	0,852419	8,493687	0,0000
k	0,378760	4,398567	0,0000
T	-0,004003	-0,031504	0,9749
R2	0,933184	-	-
R2 ajustado	0,894338	-	-

Elaboração da autora.

TABELA 3

**Móveis**

Variável dependente = y

Variável	Coefficiente	Teste T	Prob.
l	0,548536	3,563524	0,0006
k	0,411413	3,809637	0,0002
T	-0,160516	-1,711189	0,0902
R2	0,885952	-	-
R2 ajustado	0,820435	-	-

Elaboração da autora.

TABELA 4

**Minerais não metálicos**

Variável dependente = y

Variável	Coefficiente	Teste T	Prob.
l	0,988427	4,262492	0,0001
k	0,300737	2,946131	0,0042
T	0,100797	0,924802	0,3577
R2	0,858707	-	-
R2 ajustado	0,775998	-	-

Elaboração da autora.

TABELA 5

**Têxtil**

Variável dependente = y

Variável	Coefficiente	Teste T	Prob.
l	1,031682	9,444	0,0000
k	0,325886	4,764	0,0000
T	0,036805	0,351	0,7263
R2	0,951753	-	-
R2 ajustado	0,924862	-	-

Elaboração da autora.

Os resultados obtidos indicam que o insumo trabalho (l) se associa muito mais fortemente às variações de produto entre os municípios do que o insumo capital (k). Uma possível interpretação para esse fato diz respeito à natureza dos setores analisados, intensivos em mão-de-obra, bem como à inexistência de estatísticas diretas sobre o estoque de capital, subestimando a associação entre as variáveis produto e capital.



Os resultados do modelo de “efeitos fixos” devem ser interpretados cuidadosamente: a impossibilidade de o *within* estimador incluir em sua especificação regressores invariáveis no tempo, mas variáveis entre as firmas (termo constante  $\beta_0$ ), pode comprometer a estimativa da eficiência e, conseqüentemente, criar uma ambigüidade na interpretação dessas estimativas. Todavia, a eficiência relativa é passível de mensuração, uma vez que a eficiência técnica “padrão” é associada ao município com maior intercepto ( $u_i=0$ ), sendo a eficiência dos demais municípios calculada pela diferença entre os respectivos interceptos e aquele “padrão”.

No setor calçadista, o Estado do Rio Grande do Sul encontra-se na fronteira técnica da amostra (Veranópolis, Três Coroas e Estância Velha), seguido por Paraíba (Campina Grande), Minas Gerais (Nova Serrana) e São Paulo (Franca). No setor de confecção, destacam-se Santa Catarina (Pomerode e Brusque), Paraná (Cianorte) e Rio de Janeiro (Nova Friburgo). No setor moveleiro, os destaques são Rio Grande do Sul (Bento Gonçalves), Paraná (Maringá) e São Paulo (São José do Rio Preto, São Bernardo do Campo e Diadema). No setor de minerais não metálicos, destacam-se São Paulo (Vinhedo e Guarulhos), Espírito Santo (Serra) e Minas Gerais (Pedro Leopoldo e Contagem). Finalmente, no setor têxtil, o destaque é para Santa Catarina (Indaial), Rio de Janeiro (Petrópolis) e São Paulo (Jacareí, Ibitinga e Jundiaí).

As tabelas de 6 a 10 mostram os resultados da ordenação sob a ótica da eficiência técnica, sendo este indicador calculado de acordo com as equações (3), (4) e (5) da metodologia.

TABELA 6

**Ordenação dos municípios segundo o Índice de Eficiência**

Setor calçadista

Ordem	Município	UF	Índice de Eficiência
1	Veranópolis	RS	100,000000
2	Três Coroas	RS	94,522527
3	Estância Velha	RS	90,684930
4	Igrejinha	RS	90,138483
5	Parobé	RS	89,839719
6	Rolante	RS	88,760629
7	Farroupilha	RS	86,975388
8	Nova Hartz	RS	81,990484
9	São Leopoldo	RS	80,327352
10	Campina Grande	PB	77,766534
11	Arroio do Meio	RS	72,645626
12	Nova Serrana	MG	67,865322
13	Franca	SP	67,842048
14	Dois Irmãos	RS	66,283976
15	Jaú	SP	62,526045
16	Novo Hamburgo	RS	59,666110
17	Taquara	RS	59,617502
18	Ivoti	RS	59,603195
19	Sapiranga	RS	52,379652
20	Campo Bom	RS	43,471441
21	Birigüi	SP	35,563797

Elaboração da autora.

TABELA 7

**Ordenação dos municípios segundo o Índice de Eficiência**

Setor de confecção

Ordem	Município	UF	Índice de Eficiência
1	Pomerode	SC	100,00000
2	Brusque	SC	87,43793
3	Cianorte	PR	72,30073
4	Nova Friburgo	RJ	69,30154
5	São Paulo	SP	61,49982
6	Divinópolis	MG	58,17439
7	Goiânia	GO	57,70092
8	São Gonçalo	RJ	56,71525
9	Apucarana	PR	55,18191
10	Fortaleza	CE	53,64510
11	Londrina	PR	49,00102
12	Sorocaba	SP	48,90982
13	Timbó	SC	48,30452
14	Joinville	SC	47,23977
15	Juiz de Fora	MG	42,90658
16	Teresina	PI	42,17806
17	Blumenau	SC	42,08444
18	Criciúma	SC	41,21211
19	Petrópolis	RJ	37,79305
20	Jaraguá do Sul	SC	37,13464
21	Vila Velha	ES	32,91446
22	Colatina	ES	25,70964
23	Maringá	PR	23,12713

Elaboração da autora.

TABELA 8

**Ordenação dos municípios segundo o Índice de Eficiência**

Setor moveleiro

Ordem	Município	UF	Índice de Eficiência
1	Bento Gonçalves	RS	100,000
2	Maringá	PR	99,254
3	São José do Rio Preto	SP	95,201
4	São Bernardo do Campo	SP	94,773
5	Diadema	SP	93,411
6	Birigüi	SP	89,355
7	Arapongas	PR	88,954
8	Caxias do Sul	RS	88,114
9	Taboão da Serra	SP	86,841
10	Ubá	MG	86,630
11	Barueri	SP	77,310
12	Osasco	SP	67,200
13	São Bento do Sul	SC	66,081
14	Sorocaba	SP	65,377
15	Votuporanga	SP	63,948
16	Linhães	ES	60,868
17	Mirassol	SP	59,807
18	Moji-Mirim	SP	59,137
19	Flores da Cunha	RS	57,000
20	Contagem	MG	54,625
21	Guarulhos	SP	50,817
22	Limeira	SP	49,220
23	Duque de Caxias	RJ	47,157
24	Rio Negrinho	SC	47,058
25	Gramado	RS	42,544

Elaboração da autora.

TABELA 9

**Ordenação dos municípios segundo o Índice de Eficiência**

Setor de minerais não metálicos

Ordem	Município	UF	Índice de Eficiência
1	Vinhedo	SP	100,000
2	Serra	ES	95,304
3	Guarulhos	SP	88,153
4	Pedro Leopoldo	MG	80,645
5	Contagem	MG	71,412
6	Campo Largo	PR	67,632
7	Criciúma	SC	62,174
8	Tijucas	SC	60,791
9	Cordeirópolis	SP	58,988
10	Santa Gertrudes	SP	48,196
11	Jundiaí	SP	45,391
12	Tambaú	SP	44,865
13	Porto Ferreira	SP	44,359
14	Pedreira	SP	43,609
15	Cachoeiro de Itapemirim	ES	41,634
16	São Bernardo do Campo	SP	35,158
17	Suzano	SP	34,341
18	Monte Carmelo	MG	31,774
19	Tatuí	SP	29,101
20	Itaboraí	RJ	26,202
21	Itu	SP	23,979
22	Campos dos Goytacazes	RJ	21,777

Elaboração da autora.

TABELA 10

**Ordenação dos municípios segundo o Índice de Eficiência**

Setor têxtil

Ordem	Município	UF	Índice de Eficiência
1	Indaial	SC	100,0000
2	Petrópolis	RJ	71,7141
3	Jacareí	SP	64,2147
4	Ibitinga	SP	57,2414
5	Jundiaí	SP	51,2710
6	São Bernardo do Campo	SP	51,0839
7	Caxias do Sul	RS	48,8426
8	Diadema	SP	47,2161
9	Jaraguá do Sul	SC	46,9794
10	Gaspar	SC	44,2673
11	Santa Isabel	SP	40,1406
12	Montes Claros	MG	35,6290
13	Santa Bárbara D'Oeste	SP	34,1659
14	Londrina	PR	30,2001
15	Brusque	SC	30,1818
16	Cataguases	MG	27,4991
17	Sorocaba	SP	26,4376
18	Fortaleza	CE	26,1423
19	Aracaju	SE	25,5985
20	Campina Grande	PB	23,9499
21	Maringá	PR	23,9443
22	João Pessoa	PB	22,8510
23	Natal	RN	22,5832
24	Itatiba	SP	19,9330
25	Americana	SP	19,9218
26	Santo André	SP	19,3756

(continua)

(continuação)

Ordem	Município	UF	Índice de Eficiência
27	Juiz de Fora	MG	18,2493
28	Maracanaú	CE	16,1068
29	Nova Odessa	SP	15,6749
30	Guarulhos	SP	13,9544
31	Joinville	SC	13,8783
32	Blumenau	SC	13,4039

Elaboração da autora.

## 4.2 ABORDAGEM ESTOCÁSTICA E EFICIÊNCIA VARIANTE, 1996/1998

Esta abordagem também adota a especificação funcional Cobb-Douglas :

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 l_{it} + \beta_2 k_{it} + \beta_3 T + v_{it} - u_{it}, \quad (9)$$

sendo  $y$  a *proxy* para a produção,  $l$  e  $k$  os insumos trabalho e capital,  $T$  a tendência linear,  $v$  e  $u$  representam o choque estocástico, como descrito na metodologia.

Os efeitos da ineficiência técnica são assumidos como:

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_1 T + \delta_2 C + \delta_3 D + \delta_4 E + W_{it}, \quad (10)$$

sendo  $T$ ,  $C$ ,  $D$  e  $E$  as variáveis de tendência linear, o indicador de concentração industrial, a variável *dummy* de controle para os ganhos salariais e a *proxy* para o capital humano, respectivamente.

As estimações das funções de produção setoriais apresentam sinais de coeficientes esperados, o que indica 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 a 5% de significância, para todas as amostras. Tanto a fronteira de produção quanto a equação de ineficiência são especificadas para admitirem a possibilidade de deslocamento no tempo em estrutura linear. Um sinal positivo no coeficiente de tendência temporal da equação de ineficiência indica aumento de níveis médios de ineficiência entre firmas (municípios) 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. Em relação aos demais coeficientes da equação de ineficiência, o sinal negativo e estatisticamente significativo sugere uma relação inversa entre a variável explicativa e a ineficiência, ou seja, acréscimos nessas variáveis tendem a diminuir a ineficiência. É importante observar que embora alguns resultados apresentem o sinal esperado (negativo), não são estatisticamente significativos. Uma possível explicação para esse fato é o curto período de observação.

Os resultados obtidos para os parâmetros da fronteira de cada atividade setorial e para a equação da ineficiência estão presentes nas tabelas de 11 a 15.

TABELA 11

**Calçados**

Equação da Fronteira	Coefficiente	Desvio-Padrão	T-Teste
Constante	9,04	1,12	8,06
Capital	0,19	0,08	2,32
Trabalho	0,81	0,06	12,02
Tendência	0,18	0,12	1,45
Equação da Ineficiência	Coefficiente	Desvio-Padrão	T-Teste
Constante	-0,24	0,67	-0,36
Tendência linear	0,39	0,18	2,18
Concentração industrial	-0,82	0,42	-1,96
Ganhos salariais (dummy)	0,11	0,24	0,48
Educação	-0,11	1,01	-0,11
Sigma-squared ( $\sigma^2$ )	0,17	0,06	2,53
Gamma ( $\gamma$ )	0,58	0,21	2,72
Função log likelihood	-19,77	-	-
LR-teste para one-sided error	16,23	-	-
Nº de restrições	6	-	-
Nº de cross-sections	21	-	-
Nº de períodos	3	-	-
Total de observações	69	-	-

Elaboração da autora.

TABELA 12

**Confecção**

Equação da Fronteira	Coefficiente	Desvio-Padrão	T-Teste
Constante	7,64	1,29	5,91
Capital	0,40	0,10	4,01
Trabalho	0,68	0,06	10,76
Tendência	0,06	0,11	0,61
Equação da Ineficiência	Coefficiente	Desvio-Padrão	T-Teste
Constante	-0,03	0,66	-0,05
Tendência linear	0,32	0,44	0,74
Concentração industrial	-0,52	0,57	-0,93
Ganhos salariais (dummy)	-0,12	0,34	-0,34
Educação	0,02	1,03	0,01
Sigma-squared ( $\sigma^2$ )	0,43	0,29	1,48
Gamma ( $\gamma$ )	0,93	0,04	21,77
Função log likelihood	-38,17	-	-
LR-teste para one-sided error	26,68	-	-
Nº de restrições	6	-	-
Nº de cross-sections	23	-	-
Nº de períodos	3	-	-
Total de observações	69	-	-

Elaboração da autora.

TABELA 13

**Móveis**

Equação da Fronteira	Coefficiente	Desvio-Padrão	T-Teste
Constante	11,99	0,59	20,13
Capital	0,22	0,06	3,52
Trabalho	0,45	0,09	5,07
Tendência	0,21	0,07	3,05
Equação da Ineficiência	Coefficiente	Desvio-Padrão	T-Teste
Constante	1,17	0,35	3,27
Tendência linear	0,24	0,10	2,35
Concentração industrial	-0,75	0,07	-9,61

(continua)

(continuação)

Equação da Ineficiência	Coefficiente	Desvio-Padrão	T-Teste
Ganhos salariais (dummy)	0,01	0,14	0,05
Educação	-3,14	1,22	-2,56
Sigma-squared ( $\sigma^2$ )	0,15	0,03	4,46
Gamma ( $\gamma$ )	0,79	0,08	9,06
Função log likelihood	-20,92	-	-
LR-teste para one-sided error	54,19	-	-
Nº de restrições	6	-	-
Nº de cross-sections	25	-	-
Nº de períodos	3	-	-
Total de observações	75	-	-

Elaboração da autora.

TABELA 14

### Minerais não metálicos

Equação da Fronteira	Coefficiente	Desvio-Padrão	T-Teste
Constante	16,36	0,99	16,09
Capital	0,08	0,03	2,11
Trabalho	0,26	0,08	2,91
Tendência	-0,23	0,07	-3,34
Equação da Ineficiência	Coefficiente	Desvio-Padrão	T-Teste
Constante	2,32	0,26	8,81
Tendência linear	0,14	0,11	1,30
Concentração industrial	-1,38	0,09	-14,22
Ganhos salariais (dummy)	-0,27	0,10	-2,85
Educação	0,24	0,84	0,28
Sigma-squared ( $\sigma^2$ )	0,14	0,02	5,43
Gamma ( $\gamma$ )	0,90	0,03	25,10
Função log likelihood	-10,88	-	-
LR-teste para one-sided error	103,46	-	-
Nº de restrições	6	-	-
Nº de cross-sections	22	-	-
Nº de períodos	3	-	-
Total de observações	66	-	-

Elaboração da autora.

TABELA 15

### Têxtil

Equação da Fronteira	Coefficiente	Desvio-Padrão	T-Teste
Constante	10,53	0,57	18,17
Capital	0,27	0,05	5,01
Trabalho	0,55	0,09	6,09
Tendência	0,09	0,10	0,95
Equação da Ineficiência	Coefficiente	Desvio-Padrão	T-Teste
Constante	-0,65	0,88	-0,73
Tendência linear	1,17	0,29	3,98
Concentração industrial	-0,62	0,05	-11,78
Ganhos salariais (dummy)	-0,55	0,27	-2,01
Educação	-1,73	1,18	-1,46
Sigma-squared ( $\sigma^2$ )	0,53	0,11	4,73
Gamma ( $\gamma$ )	0,96	0,04	19,62
Função log likelihood	-61,93	-	-
LR-teste para one-sided error	63,41	-	-
Nº de restrições	6	-	-
Nº de cross-sections	32	-	-
Nº de períodos	3	-	-
Total de observações	96	-	-

Elaboração da autora.

A seguir, apresenta-se uma breve discussão sobre os resultados obtidos.

No setor calçadista (ver tabela 11), há estabilidade na fronteira do setor e tendência a dispersão dos níveis de eficiência (não significativo); os indicadores de concentração industrial e de educação (este não significativo) apresentam sinais negativos e contribuem para redução da ineficiência.

No setor de confecções (ver tabela 12), observa-se estabilidade na fronteira e nos níveis de ineficiência; não há evidência de que as variáveis testadas exerçam influência sobre a ineficiência no modelo, pois as variáveis de controle (*dummy*) e de escolaridade apresentam sinais negativos (mas não significativos), o que sugere uma correlação positiva entre esses indicadores e os dos municípios mais eficientes.

No setor moveleiro (ver tabela 13), há expansão da fronteira tecnológica do setor e aumento da dispersão dos níveis de eficiência nos municípios. As estimativas dos índices de concentração industrial e educação mantêm relação inversa com a ineficiência. Assim, municípios que possuam mão-de-obra mais qualificada e firmas mais concentradas industrialmente tendem a ser mais eficientes.

No setor de minerais não metálicos (ver tabela 14), são percebidas contração da fronteira do setor e estabilidade dos níveis da ineficiência. Estimativas de incentivos salariais e de níveis de escolaridade estão mais associadas às unidades mais eficientes.

No setor têxtil (ver tabela 15), há estabilidade na fronteira do setor e aumento da dispersão dos níveis de ineficiência. Concentração industrial, incentivos salariais e níveis de escolaridade são variáveis significativas para explicar o desempenho das unidades locais.

As estimativas dos níveis médios da eficiência técnica nos municípios no período 1996/1998, segundo a abordagem estocástica – e variantes no tempo –, estão presentes nas tabelas de 16 a 20.

TABELA 16

**Calçados**

Nº	Município	UF	1996	1997	1998	Média/Mun.
1	Arroio do Meio	RS	0,78260715	0,68893906	0,48287404	0,65147
2	Birigüi	SP	0,85164191	0,77078364	0,89961271	0,84067
3	Campina Grande	PB	0,65022564	0,55628025	0,82356030	0,67668
4	Campo Bom	RS	0,90536866	0,89379811	0,33082866	0,70999
5	Dois Irmãos	RS	0,90565465	0,81431618	0,42856334	0,71617
6	Estância Velha	RS	0,87872907	0,81158366	0,79122189	0,82717
7	Farroupilha	RS	0,93008241	0,88514623	0,61457918	0,80993
8	Franca	SP	0,95709361	0,94523557	0,85685562	0,91972
9	Igrejinha	RS	0,93843471	0,83964872	0,63089525	0,80299
10	Ivoti	SP	0,91815566	0,84078741	0,28661463	0,68185
11	Jaú	RS	0,80526264	0,6526236	0,86467452	0,77418
12	Nova Hartz	MG	0,93557163	0,92122937	0,40191593	0,75290
13	Nova Serrana	RS	0,72881213	0,5402367	0,92292543	0,73065
14	Novo Hamburgo	RS	0,96703659	0,96220614	0,80769672	0,91231
15	Parobé	RS	0,96958137	0,96214681	0,65509262	0,86227
16	Rolante	RS	0,76624318	0,73296063	0,93873342	0,81264
17	São Leopoldo	RS	0,81904415	0,61813587	0,94665471	0,79461
18	Sapiranga	RS	0,95238967	0,93537251	0,46717639	0,78497

(continua)

(continuação)

Nº	Município	UF	1996	1997	1998	Média/Mun.
19	Taquara	RS	0,72119885	0,49574006	0,43332684	0,55008
20	Três Coroas	RS	0,89713031	0,84234796	0,90169939	0,88039
21	Veranópolis	RS	0,83606611	0,66745177	0,73652406	0,74668
Média/ano			0,86268	0,77985	0,67723	0,77325

Elaboração da autora.

TABELA 17

### Confecção

Nº	Município	UF	1996	1997	1998	Média/Mun.
1	Apucarana	PR	0,5811311	0,61655575	0,83962345	0,67910
2	Blumenau	SC	0,71149246	0,78114555	0,48789599	0,66017
3	Brusque	SC	0,93897694	0,91482728	0,52831519	0,79403
4	Cianorte	PR	0,69695024	0,80178607	0,89844161	0,79905
5	Colatina	ES	0,6053166	0,43719287	0,14170404	0,39473
6	Criciúma	SC	0,82819745	0,81822584	0,17982780	0,60875
7	Divinópolis	MG	0,55843581	0,48314205	0,87197620	0,63785
8	Fortaleza	CE	0,78713818	0,74127377	0,85384271	0,79408
9	Goiânia	GO	0,73187141	0,54875474	0,84149429	0,70737
10	Jaraguá do Sul	SC	0,85844484	0,79458137	0,20019322	0,61773
11	Joinville	SC	0,65534969	0,6128472	0,48808795	0,58542
12	Juiz de Fora	MG	0,49309826	0,57935317	0,56157168	0,54467
13	Londrina	PR	0,92574913	0,80128231	0,23577830	0,65426
14	Maringá	PR	0,52167068	0,47133411	0,11126112	0,36808
15	Nova Friburgo	RJ	0,90890931	0,81648417	0,55873637	0,76137
16	Petrópolis	RJ	0,79155469	0,82930001	0,13263806	0,58449
17	Pomerode	SC	0,88535821	0,91591898	0,88192832	0,89440
18	São Gonçalo	RJ	0,83342918	0,81561283	0,36598823	0,67167
19	São Paulo	SP	0,91100095	0,94087127	0,88569288	0,91252
20	Sorocaba	SP	0,75600388	0,70669406	0,41930325	0,62733
21	Teresina	PI	0,68654875	0,53964416	0,42085439	0,54901
22	Timbó	SC	0,70046101	0,7301712	0,36485442	0,59849
23	Vila Velha	ES	0,34813925	0,84662305	0,14543132	0,44673
Média/ano			0,67054	0,65851	0,43860	0,64534

Elaboração da autora.

TABELA 18

### Móveis

Nº	Municípios	UF	1996	1997	1998	Média/Mun.
1	Arapongas	PR	0,92748249	0,83452921	0,56581753	0,77594
2	Barueri	SP	0,47121694	0,38970156	0,22945776	0,36345
3	Bento Gonçalves	RS	0,97338483	0,96300308	0,36761302	0,76800
4	Birigüi	SP	0,44046355	0,31969756	0,83482299	0,53166
5	Caxias do Sul	RS	0,60887952	0,52358303	0,8228607	0,65177
6	Contagem	MG	0,39850487	0,19738125	0,2111649	0,26901
7	Diadema	SP	0,71627716	0,88505723	0,44830537	0,68321
8	Duque de Caxias	RJ	0,21889475	0,22802905	0,55892247	0,33528
9	Flores da Cunha	RS	0,48086465	0,40080467	0,49804605	0,45990
10	Gramado	RS	0,26537491	0,20971736	0,24470329	0,23993
11	Guarulhos	SP	0,77688147	0,62166516	0,12015508	0,50623
12	Limeira	SP	0,35897772	0,28509388	0,27373786	0,30593
13	Linhares	ES	0,43075569	0,33245189	0,28495278	0,34938

(continua)



(continuação)

Nº	Municípios	UF	1996	1997	1998	Média/Mun.
14	Maringá	PR	0,66145311	0,46562509	0,77641586	0,63449
15	Mirassol	SP	0,52167095	0,41748697	0,23489033	0,39134
16	Moji-Mirim	SP	0,50225791	0,39521719	0,1997174	0,36573
17	Osasco	SP	0,73825705	0,62433522	0,096272328	0,48628
18	Rio Negrinho	SC	0,31244276	0,25093598	0,75265252	0,43867
19	São Bento do Sul	SC	0,82028509	0,69680753	0,96214082	0,82641
20	São Bernardo do Campo	SP	0,54483211	0,76665697	0,70324943	0,67157
21	São José do Rio Preto	SP	0,75548607	0,58534503	0,44652099	0,59578
22	Sorocaba	SP	0,41692888	0,42795976	0,2674998	0,37079
23	Taboão da Serra	SP	0,65600974	0,45851594	0,16836549	0,42763
24	Ubá	MG	0,85068189	0,71375646	0,62615341	0,73019
25	Votuporanga	SP	0,44025008	0,30550952	0,73994701	0,49523
Média/ano			0,57154	0,49195	0,45737	0,50695

Elaboração da autora.

TABELA 19

### Não metálicos

Nº	Município	UF	1996	1997	1998	Média/Mun.
1	Cachoeiro de Itapemerim	ES	0,50014659	0,41789264	0,23928143	0,38577
2	Campo Largo	PR	0,62877755	0,91075108	0,25184165	0,59712
3	Campos dos Goytacazes	RJ	0,04234590	0,05754567	0,07488725	0,05825
4	Contagem	MG	0,92465055	0,28146813	0,26152715	0,48921
5	Cordeirópolis	SP	0,22010681	0,32673157	0,28194637	0,27626
6	Criciúma	SC	0,86168240	0,94445262	0,15995229	0,65536
7	Guarulhos	SP	0,94829905	0,97790012	0,10726806	0,67782
8	Itaboraí	RJ	0,08561352	0,07937350	0,94267621	0,36922
9	Itu	SP	0,14604392	0,16599611	0,10779866	0,13994
10	Jundiá	SP	0,24104050	0,27961714	0,11502355	0,21189
11	Monte Carmelo	MG	0,09771463	0,11888292	0,59442649	0,27034
12	Pedreira	SP	0,25858165	0,22870602	0,95962708	0,48230
13	Pedro Leopoldo	MG	0,94789836	0,85505870	0,11232363	0,63842
14	Porto Ferreira	SP	0,22952079	0,15464191	0,53817303	0,30744
15	Santa Gertrudes	SP	0,15342548	0,23006786	0,07188417	0,15179
16	São Bernardo do Campo	SP	0,31517511	0,43719450	0,08673418	0,27970
17	Serra	ES	0,38424183	0,26961882	0,26925168	0,30770
18	Suzano	SP	0,44313821	0,58383138	0,05739534	0,36145
19	Tambaú	SP	0,13797932	0,19071459	0,95466364	0,42778
20	Tatuí	SP	0,10008971	0,11703875	0,39695407	0,20469
21	Tijucas	SC	0,65871729	0,90370258	0,03015917	0,53085
22	Vinhedo	SP	0,47300877	0,67182398	0,26589269	0,47024
Média/ano			0,37718	0,39932	0,30183	0,37656

Elaboração da autora.

TABELA 20

### Têxtil

Nº	Município	UF	1996	1997	1998	Média/Mun.
1	Americana	SP	0,93175997	0,93367135	0,059523182	0,64165
2	Aracaju	SE	0,3457085	0,2817804	0,465214320	0,36423
3	Blumenau	SC	0,91587455	0,90467791	0,025987735	0,61551
4	Brusque	SC	0,84927285	0,76708426	0,499352610	0,70523
5	Campina Grande	PB	0,27682316	0,15132876	0,297822820	0,24199
6	Cataguases	MG	0,4876511	0,39829194	0,269139640	0,38502

(continua)

(continuação)

Nº	Município	UF	1996	1997	1998	Média/Mun.
7	Caxias do Sul	RS	0,39340057	0,85308397	0,318028110	0,52150
8	Diadema	SP	0,76015921	0,72077578	0,161212640	0,54738
9	Fortaleza	CE	0,77853855	0,58190808	0,372045460	0,57749
10	Gaspar	SC	0,58464989	0,57030126	0,330516700	0,49515
11	Guarulhos	SP	0,8261910	0,75663271	0,020923260	0,53458
12	Ibitinga	SP	0,87061913	0,89263098	0,148337550	0,63719
13	Indaial	SC	0,93391855	0,8903008	0,106987600	0,64373
14	Itatiba	SP	0,59645509	0,49170081	0,050703929	0,37961
15	Jacareí	SP	0,76444131	0,86334862	0,258750140	0,62884
16	Jaraguá do Sul	SC	0,9168588	0,91022346	0,197380330	0,67482
17	João Pessoa	PB	0,65073405	0,51669597	0,068324743	0,41191
18	Joinville	SC	0,81067436	0,66630608	0,048724622	0,50856
19	Juiz de Fora	MG	0,34675732	0,28877345	0,052658480	0,22939
20	Jundiaí	SP	0,72321037	0,63534817	0,393745280	0,58410
21	Londrina	PR	0,69101051	0,17921046	0,089840034	0,32002
22	Maracanaú	CE	0,89153826	0,66236347	0,057643030	0,53718
23	Maringá	PR	0,44684004	0,2831438	0,051135718	0,26037
24	Montes Claros	MG	0,53241938	0,44534093	0,208809530	0,39552
25	Natal	RN	0,35676169	0,29009603	0,182106140	0,27632
26	Nova Odessa	SP	0,59946603	0,53476241	0,050405093	0,39487
27	Petrópolis	RJ	0,63724284	0,42082667	0,613239260	0,55710
28	Santa Bárbara D'Oeste	SP	0,78502212	0,74928939	0,165121600	0,56647
29	Santa Isabel	SP	0,87116008	0,75567153	0,143959530	0,59026
30	Santo André	SP	0,40478757	0,36589507	0,068249023	0,27964
31	São Bernardo do Campo	SP	0,39624000	0,25358736	0,343345380	0,33105
32	Sorocaba	SP	0,42320975	0,38192306	0,885949900	0,56369
Média/ano			0,42654	0,35866	0,13079	0,30533

Elaboração da autora.

### 4.3 FRONTEIRA DE PRODUÇÃO E EFICIÊNCIA: TESTES ASSINTÓTICOS

A relevância de efeitos de ineficiência na análise de desempenho dos setores considerados em unidades locais é corroborada para todos eles no período 1996/1998 (ver tabela 21). Os resultados obtidos nos testes assintóticos de razão de verossimilhança (*Loglikelihood-Ratio*, LR-testes)<sup>12</sup> indicam que a hipótese nula de ausência de efeitos de ineficiência é significativamente rejeitada para todos os setores analisados nas diversas especificações testadas. O parâmetro  $\Upsilon$ , definido como  $\Upsilon = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ , representa a importância relativa do componente de ineficiência no ajustamento do modelo. As estimativas do parâmetro  $\Upsilon$ , portanto, indicam se os efeitos de ineficiência são importantes na análise desses setores. Os coeficientes de  $\Upsilon$  assumem valores entre 0, os e 1. Quando  $\Upsilon \rightarrow 0$ , os efeitos de ineficiência não têm relevância para a análise do processo produtivo das firmas na amostra e, quando  $\Upsilon \rightarrow 1$ , os efeitos de ineficiência são relevantes para esta análise.

A tabela 21 apresenta os resultados obtidos nos testes assintóticos:

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

TABELA 21

**Teste de hipóteses para os parâmetros do modelo da ineficiência**

Dados deflacionados pelo IPA setorial da Indústria de Transformação (FGV/lbre)

Hipótese Nula	Log likelihood de Ho:	$\chi^2_{26}$ g.l.	Teste-LR	Decisão
Calçados				
$\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$	-19,77	12,59	16,23	Rejeita Ho
Confecção				
$\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$	-38,17	12,59	26,68	Rejeita Ho
Móveis				
$\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$	-20,92	12,59	54,19	Rejeita Ho
Não metálicos				
$\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$	-10,88	12,59	103,46	Rejeita Ho
Têxtil				
$\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$	-61,92	12,59	63,42	Rejeita Ho

Elaboração da autora.

**5 CONCLUSÃO**

A análise da eficiência técnica das unidades locais dos setores considerados indica que os desempenhos foram muito diferenciados no período 1996/1998 em ambas as implementações metodológicas. Não obstante a relevância dos resultados obtidos, a opção por se trabalhar com uma base de dados mais atualizada – porém limitada temporalmente – e atividades setoriais restritas contribuem para uma análise parcimoniosa dos resultados.

Em relação à tendência da produtividade industrial nos municípios analisados, observa-se um movimento no sentido de contração da fronteira tecnológica no setor de minerais não metálicos, estabilidade nas fronteiras dos setores calçadista, de confecção e têxtil e deslocamento suave no sentido de expansão da fronteira do setor moveleiro. Esses deslocamentos da fronteira são acompanhados por uma tendência de aumento de níveis médios de ineficiência técnica nos diversos setores (maior dispersão).

De maneira geral, os indicadores de concentração industrial, ganhos salariais e níveis de escolaridade são fatores importantes na análise de desempenho das unidades locais. Contudo, modelos mais gerais e inclusão de novas variáveis na equação da ineficiência são procedimentos necessários para se obter estimativas mais robustas.

Em termos de políticas públicas, os resultados ajudam a identificar áreas de atuação prioritária: se o objetivo é promover a melhoria da eficiência técnica das unidades locais, por exemplo, o objeto de atuação governamental consistiria naquelas unidades mais ineficientes; se o objetivo é aumentar o desempenho conjunto das unidades com limitados recursos públicos, então o foco estaria nas unidades mais eficientes.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AIGNER, D. J.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, Amsterdã, v. 6, n. 1, julho de 1977, p. 21-37.
- ALBUQUERQUE, E. M. Análise da performance produtiva e tecnológica dos clusters industriais na economia brasileira. **Relatório Final**, pesquisa integrante do Projeto BRA 97/013, Contrato nº 1999/005596, Brasília, junho de 2000.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. Nova York, John Wiley & Sons, 1995, p. 153-169.
- BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. **Empirical Economics**, n. 20, 1995, p. 325-332.
- BRITTO, J. Características estruturais dos clusters industriais na economia brasileira. **Relatório Final**. Projeto Ipea, Brasília, 2000.
- CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro: FGV, v. 54, n. 2, fevereiro de 2000.
- FARRELL, M. J. The measurement of productive efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society**, London, v. 120, 1957, p. 253-281.
- GREENE, H. W. Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions. **Journal of Econometrics**, Amsterdã, v. 13, n. 1, maio de 1980, p. 27-56.
- \_\_\_\_\_. Frontier Production Functions. In: PESARAN, H.; SCHMIDT, P. (Ed.) **Handbook of Applied Econometrics**. New York, (s.d.), v. 2-microeconometrics, 1996.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, London, v. 46, n. 6, 1978, p. 1251-1271.
- KALIRAJAN, K. P.; SHAND, R. T. Frontier production functions and technical efficiency measures. **Journal of Economic Surveys**, v. 13, n. 2, 1999, p. 149-172.
- LAV, J. L. *et alii*. Education and economic growth: some cross-sectional evidence from Brazil. **Journal of Development Economics**, Amsterdã, v. 41, 1993, p. 45-70.
- LEE, L. e TYLER, W. G. The stochastic frontier production function and average efficiency. **Journal of Econometrics**, Amsterdã, v. 7, 1977, p. 385-389.
- MADDALA, G. S. A note on the form of the production function and productivity in measurement and interpretation of productivity. In: MADDALA, G. S. (Org.). **Econometric Methods and Applications**. London, Aldershot: Edward Elgar, v. 1, 1994, p. 57-65.
- MEEUSEN, W.; BROECK, J. Van den. Efficiency estimation for Cobb-Douglas production functions with composed error. **International Economic Review**, v. 18, n. 2, junho de 1977, p. 435-444.
- SCHMIDT, P. On the statistical estimation of parametric frontier production functions. **The Review of Economics and Statistics**, Amsterdã, v. 58, n. 2, maio de 1976, p. 238-239.
- SCHMIDT, P.; SICKLES, R. Production frontiers and panel data. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 2, n. 4, outubro de 1984.
- STEVENSON, R. E. Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation. **Journal Econometrics**, n. 13, 1980, p. 57-66.

**EDITORIAL**

Coordenação  
(vago)

**Produção**

Supervisão  
Silvânia de Araujo Carvalho

Revisão  
Marco Aurélio Dias Pires  
Ana Flávia Magalhães Pinto  
Constança de Almeida Lazarin (estagiária)  
Fábio Marques Rezende (estagiário)  
Luciana Soares Sargio

Editoração  
Aeromilson Mesquita  
Elidiane Bezerra Borges  
Iranilde Rego  
Roberto Astorino

Reprodução Gráfica  
Antônio Lucena de Oliveira  
Edilson Cedro Santos

Apoio Administrativo  
Tânia Oliveira de Freitas  
Wagner da Silva Oliveira

**Divulgação**

Edinaldo dos Santos  
Geraldo Nogueira Luiz  
José Carlos Tofetti  
Luiz Gonçalves Bezerra  
Mauro Ferreira  
Marcos Cristóvão  
Orcilei de Fátima da Silva

Brasília  
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,  
10º andar – 70076-900 – Brasília – DF  
Fone: (61) 315-5336  
Fax: (61) 315-5314  
Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro  
Av. Presidente Antônio Carlos, 51,  
14º andar – 20020-010 – Rio de Janeiro – RJ  
Fone: (21) 3804-8118  
Fax: (21) 2220-5533  
Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

URL: <http://www.ipea.gov.br>

ISSN 1415-4765

Tiragem: 130 exemplares