

Mensuração da eficiência técnica na indústria brasileira: 1980

Helson C. Braga*

José W. Rossi*

Neste estudo, duas alternativas são usadas para o cálculo da eficiência técnica, quais sejam os enfoques da fronteira determinística e da fronteira estocástica da função de produção. Os índices de eficiência técnica foram calculados tanto a nível da firma como para cada uma das 136 indústrias a quatro dígitos da classificação utilizada pela Secretaria da Receita Federal, em 1980. Para a função de produção adotou-se a especificação Cobb-Douglas, tendo como variável dependente o valor adicionado e como variáveis explicativas, o número de empregados, um índice de qualificação de mão-de-obra e uma medida do fluxo de serviços do capital.

Correlacionou-se, então, a média ponderada da eficiência técnica a nível da firma com a correspondente medida estimada para a eficiência (média) populacional — isto para as 136 indústrias e considerando-se tanto o caso determinístico como o estocástico. Como esses resultados foram superiores para o caso da fronteira estocástica, apenas as medidas obtidas com essa técnica foram utilizadas no exercício seguinte, onde correlacionou-se, dentro de cada indústria, a eficiência técnica da firma com um número selecionado de variáveis destas mesmas firmas, a saber: tamanho, intensidade de capital, lucratividade, grau de integração e parcela de mercado.

1. Introdução; 2. A mensuração e a interpretação da eficiência produtiva; 3. Métodos de estimação; 4. Resultados empíricos; 5. Considerações finais.

1. Introdução

O Brasil construiu nos últimos 50 anos um parque industrial amplo e diversificado, cujo acelerado crescimento comandou o próprio ritmo de expansão da economia. Durante esse período, protegidas da concorrência internacional por elevadas barreiras tarifárias e não-tarifárias, as indústrias foram-se instalando para explorar as oportunidades surgidas no mercado doméstico e, mais tarde, no externo, sem que houvesse uma clara preocupação com respeito à eficiência das unidades produtivas.¹

* Da Faculdade de Economia e Administração da UFRJ e do Instituto de Pesquisas do IPEA. Os autores agradecem a Larry S. Wilmore e a um leitor anônimo desta revista, pelos comentários feitos a uma versão anterior deste trabalho, e a Ana Isabel C.M. de Alvarenga pelo competente apoio nos serviços de computação.

¹ A partir da segunda metade dos anos 60, quando começou a fase de promoção de exportações, a colocação de manufaturas no mercado externo foi possível, sobretudo, graças à concessão de subsídios fiscais e creditícios.

Em consequência, existe hoje um certo consenso quanto à necessidade de serem adotadas políticas especialmente direcionadas para a elevação do nível de eficiência do setor industrial. Esta percepção está sendo induzida adicionalmente pelo estreitamento do espaço para as estratégias convencionais de desenvolvimento industrial — baseadas na substituição de importações e na promoção de exportações — que privilegiaram a dimensão quantitativa desse processo.

Parece claro, portanto, que a recuperação das taxas históricas de crescimento do setor industrial, duramente atingido pela recessão do começo dos anos 80, demandará especial ênfase no aspecto qualitativo do crescimento. A política industrial deverá não apenas ter a eficiência como uma meta em si mesma, como também orientar-se por ela para atingir objetivos mais específicos, tais como a criação de empregos e o desenvolvimento de uma capacidade competitiva no mercado internacional, menos dependente do auxílio do governo. Um elemento essencial para orientar essa política é o conhecimento prévio dos níveis de eficiência com que opera o setor. O objetivo central desse trabalho é, precisamente, medir a eficiência técnica inter e intra-indústrias, utilizando dados do arquivo do imposto de renda das empresas, relativamente ao ano de 1980.² Subsidiariamente, examina-se a associação dessas medidas entre si e com algumas variáveis de interesse.

Do ponto de vista metodológico, o cálculo das medidas de eficiência se baseia na estimação de funções de fronteira de produção (*frontier production function*). Desenvolvido inicialmente por Farrell (1957), este método foi objeto de crescente sofisticação, em termos econométricos, sobretudo após as contribuições de Aigner et alii (1977) e Meeusen & Broeck (1977), que introduziram o conceito de função de fronteira de produção estocástica (*stochastic frontier production function*).³

O trabalho está organizado da seguinte forma: o item 2 discute o conceito e a interpretação das medidas de eficiência produtiva; o item 3, por seu turno, discute os métodos e os problemas de estimação das funções de fronteira de produção; o item 4 apresenta as estimativas de eficiência e os resultados da análise de correlação; e, por último, o item 5 destaca os principais aspectos e as implicações da análise.

2. A mensuração e a interpretação da eficiência produtiva

Apesar de intuitiva, a noção de (in)eficiência produtiva permite diferentes interpretações, tanto no plano conceitual quanto no da verificação empírica. Com

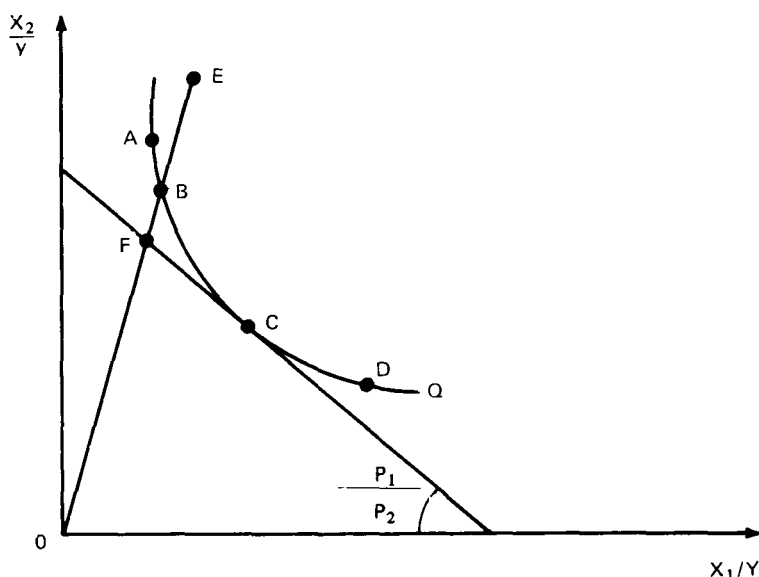
² Obviamente, os dados foram cedidos pela Secretaria da Receita Federal sem a identificação das empresas contribuintes do imposto.

³ Exemplos de trabalhos, nessa linha, são: Lee & Tyler (1978); Schmidt & Lovell (1979); Forsund & Hjalmarsson (1979); Forsund et alii (1980); Broeck et alii (1980); Greene (1980a, 1980b); Olson et alii (1980); Stevelson (1980); Kopp (1981); Pitt & Lee (1981); Waldman (1982); Jondrow et alii (1982); Lee (1983) e Huang (1984).

relação ao primeiro aspecto, Farrell (1957) estabeleceu claramente essas diferenças ao decompor a ineficiência produtiva (total) em ineficiência técnica e ineficiência alocativa. A primeira ocorre quando a produção efetiva é inferior à máxima possível a partir de um determinado conjunto de fatores e, a segunda, quando os fatores não são combinados na proporção que leva ao lucro máximo. Em outras palavras, a ineficiência técnica se deve ao uso excessivo de fatores, enquanto a ineficiência alocativa resulta do emprego de fatores em proporções erradas.

Esses conceitos são ilustrados na figura 1, que mostra as firmas *A*, *B*, *C* e *D* utilizando diferentes combinações de fatores para produzir uma unidade de produto.⁴

Figura 1



As firmas *A*, *B* e *D* são todas tecnicamente eficientes, embora ineficientes do ponto de vista alocativo. Apenas a firma *C* é ao mesmo tempo eficiente em termos técnico e alocativo.⁵ A firma *E* é ineficiente técnica e alocativamente, sendo que a ineficiência técnica é dada por OB/OE e a alocativa por OF/OB . Finalmente, OF/OE mede a ineficiência total.⁶

⁴ Supõe-se, naturalmente, rendimentos de escala constantes.

⁵ No ponto *C* a isoquanta é tangente à linha de isocusto e, portanto, a taxa marginal de substituição entre X_2 e X_1 é igual à relação de preços P_1/P_2 .

⁶ Note-se que a ineficiência total é o produto das ineficiências técnica e alocativa: $OF/OE = (OB/OE) (OF/OB)$.

As medidas de ineficiência ilustradas representam as diferentes combinações de fatores utilizados pelas firmas para obter uma unidade de produto e podem ser estimadas por programação linear.⁷ Alternativamente, podem-se conceber medidas que reflitam as diferenças de produto entre as firmas quando o emprego de fatores é padronizado (unitário).⁸ Pertencem a esta segunda classe as medidas obtidas a partir da estimação de funções de fronteira de produção.

Uma vez que a estimação de funções de produção é feita a partir de vetores de quantidades de produtos e insumos (sem incluir os preços destes últimos), essa técnica fornece apenas medidas de eficiência técnica,⁹ nada podendo ser dito com respeito à eficiência alocativa e, por extensão, à eficiência total.¹⁰

Assim, as medidas de (in)eficiência produtiva apresentadas neste trabalho referem-se à (in)eficiência técnica, isto é, refletem a diferença entre os níveis de produção observados e o que seria alcançado com o emprego da melhor tecnologia (*best practice*) disponível. Como essa diferença é formalmente equivalente à divergência entre a produtividade total dos fatores baseada na melhor tecnologia (*best practice*) e aquela resultante da tecnologia praticada (*actual practice*), medidas de eficiência técnica têm sido convencionalmente interpretadas como índices de produtividade total dos fatores envolvidos no processo da produção.¹¹

Do ponto de vista empírico, a interpretação das medidas de eficiência técnica deve levar em conta que os desvios em relação à fronteira de produção podem incorporar erros de mensuração e o efeito de insumos não-medidos. Por mais cuidadoso que seja o levantamento estatístico, inevitavelmente alguns dados serão omitidos ou não refletirão todas as dimensões relevantes dos insumos. Neste trabalho, por exemplo, a medida de estoque de capital não incorpora as diferen-

⁷ Essa foi a técnica utilizada por Farrell (1957), Farrell & Fieldhouse (1962) e vários outros autores, entre os quais Afriat (1972) e Meller (1976).

⁸ Fare & Lovell (1978) demonstraram que os dois tipos de medida só são equivalentes com rendimentos de escala constantes. Além disso, se a tecnologia é não-homotética, a própria interpretação das medidas torna-se discutível. De qualquer modo, a evidência disponível para a indústria brasileira tende a apoiar a hipótese de homogeneidade (ver Mascolo & Braga, 1985).

⁹ A hipótese comportamental subjacente à estimação direta da fronteira de produção é geralmente a hipótese de maximização do lucro esperado, devida a Zellner, Kmenta e Drèze, que implica quantidades exógenas de insumos (ver Forsund et alii, 1980).

¹⁰ Schmidt & Lovell (1979) obtiveram medidas separadas para as (in)eficiências técnica e alocativa a partir da estimação de uma fronteira de custo estocástica. No entanto, a estimação do modelo, além de requerer dados sobre preços e quantidades de insumos, exige que a forma funcional da fronteira de produção seja suficientemente tratável para permitir a derivação das fronteiras de custo e de demanda de insumos.

¹¹ Entretanto, conforme demonstraram, recentemente, Nishimizu & Page Jr. (1982), o conceito de produtividade total dos fatores é mais amplo que o de eficiência técnica. De fato, pode-se demonstrar que a variação da produtividade total dos fatores pode ser decomposta em mudanças na tecnologia, na eficiência técnica e na elasticidade do produto com respeito a deslocamentos da fronteira de produção. Sobre a extensa literatura a respeito de produtividade total dos fatores, ver Nadiri (1970) e Nelson (1981).

tes “idades” dos equipamentos e não há como corrigir os dados de emprego pelo número de horas trabalhadas. Evidentemente, se a principal fonte dos desvios observados decorrer de especificação incompleta dos insumos medidos, o próprio conceito de fronteira de produção como um padrão de eficiência torna-se questionável.

Mesmo que a função de produção seja especificada com bastante cuidado, ainda existirão alguns insumos relevantes não-suscetíveis de mensuração. Este é, principalmente, o caso das diferenças de habilidade, iniciativa, qualificação técnica e conhecimento dos empresários e administradores.

Como as medidas de eficiência técnica incorporam o efeito líquido de todos estes fatores simultaneamente, elas devem ser interpretadas de uma forma bastante ampla.¹² Por essa razão, quando há disponibilidade de dados, alguns autores têm procurado explicar as “fontes” da (in)eficiência, correlacionando as medidas obtidas com algumas características dos insumos medidos (tais como a utilização da capacidade e a qualificação da mão-de-obra) e com outras variáveis que supostamente afetam a quantidade e a qualidade dos insumos não-medidos (níveis de proteção, características empresariais, etc.)¹³

3. Métodos de estimação

A mensuração da eficiência técnica exige a prévia estimação da fronteira de produção, uma vez que é precisamente o desvio em relação a esta fronteira que mede a ineficiência técnica. O objetivo deste item é apresentar um breve resumo dos métodos que têm sido utilizados para tal finalidade.¹⁴

Em seu trabalho pioneiro, Farrell estimou a isoquanta (unitária) eficiente usando programação linear, que é um método não-paramétrico, uma vez que não impõe uma forma específica para a função de produção. Como a fronteira de produção fica determinada por um subconjunto das observações (os demais pontos se localizam acima da fronteira), a sua posição resulta marcadamente sensível aos pontos extremos (*outliers*) e aos eventuais erros de medida. Além disso, o método depende da hipótese, bastante restritiva, de rendimentos de escala constantes.

Farrell também sugeriu o emprego de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas (a escolha de formas funcionais era algo limitada na época), embora ele próprio não tenha levado adiante a sugestão. Isso só foi feito mais de uma década depois, por Aigner & Chu (1968), que especificaram uma função de fron-

¹² Há, ainda, o problema de que medidas baseadas em um único período podem resultar inapropriadas se as decisões de produção contemplarem vários períodos de tempo.

¹³ Ver, por exemplo, Lee & Tyler (1978), Pitt & Lee (1981) e Page Jr. (1984).

¹⁴ Descrições mais detalhadas podem ser encontradas em Forsund et alii (1980) e em Kopp (1981).

teira de produção homogênea, impondo que todas as observações ficassem sobre ou abaixo da fronteira. Analiticamente:

$$\log y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i \log x_i - u; u > 0 \quad (1)$$

Aigner & Chu estimaram o vetor de parâmetros de (1) por programação linear (isto é, minimizando a soma dos valores absolutos dos resíduos, sujeita à restrição de que cada resíduo seja não-positivo) e por programação quadrática (isto é, minimizando a soma dos quadrados dos resíduos, sujeita à mesma restrição). Esta abordagem é conhecida como o método da fronteira (paramétrica) determinística.

A principal desvantagem dos métodos de programação é que, em vez de uma estimação estatística, eles meramente produzem soluções algébricas, que não permitem inferências sobre os parâmetros (ver Schmidt, 1976).

Afriat (1972) foi o primeiro a propor explicitamente um modelo de estimação estatística, baseado nas hipóteses convencionais de independência e identidade de distribuição dos erros e de exogeneidade e independência (com relação aos erros) das variáveis explicativas. Mais especificamente, ele sugeriu uma distribuição beta com dois parâmetros para os erros, e o método de máxima verossimilhança (MMV) como técnica de estimação.¹⁵

É importante ressaltar a importância que tem, nesse contexto, a escolha da distribuição de u , uma vez que as estimativas dos parâmetros dependem das hipóteses feitas com respeito a essa distribuição. O problema torna-se mais sério porque não existem bons argumentos *a priori* para a seleção de uma particular distribuição dos erros.

Um problema adicional apresentado pelo MMV, neste caso, é que o intervalo de variação de y depende dos parâmetros a serem estimados e isso viola uma das “condições de regularidade” que asseguram consistência e eficiência assintótica às estimativas produzidas por esse método (ver Schmidt, 1976). Entretanto, Greene (1980a) mostrou que as propriedades assintóticas ficam asseguradas quando a função de densidade de u : a) tiver valor zero quando $u = 0$; b) as derivadas com respeito aos parâmetros tenderem a zero quando u se aproximar de zero. Como a função de densidade da distribuição gama satisfaz a essas condições, este poderia ser um argumento para seu emprego. Todavia, conforme observaram Forsund et alii (1980), não deixa de ser incômodo que uma hipótese importante sobre a distribuição da eficiência técnica seja determinada pela conveniência estatística.

Foi, aparentemente, Richmond (1974) quem primeiro utilizou o método dos mínimos quadrados simples (MQS) para estimar uma função de produção Co-

¹⁵ Richmond (1974) demonstrou que isso equivale a admitir uma distribuição gama para u . Schmidt (1976), por sua vez, mostrou que se a distribuição de u for exponencial ou seminormal (*half-normal*), a aplicação do método de máxima verossimilhança é equivalente, respectivamente, aos procedimentos de programação linear e quadrática, utilizados por Aigner & Chu.

bb-Douglas, impondo-se erro unilateral e uma distribuição gama para u . Como neste caso o valor esperado de u não é nulo — isto é, $E(u) \neq 0$ — somente os β pertencem à classe dos melhores estimadores lineares não-tendenciosos (o estimador do intercepto é tendencioso). Para resolver o problema, Richmond sugeriu a seguinte correção:

$$\log y = (a_0 - E(u)) + \sum_{i=1}^k \beta_i \log x_i - (u - E(u)) \quad (2)$$

onde o novo erro tem média zero. A equação (2) pode, portanto, ser estimada por MQS para gerar estimativas não-tendenciosas de $\alpha_0 - E(u)$ e dos β .

Admitindo-se, então, uma distribuição unilateral de u , cujos parâmetros possam ser derivados a partir dos momentos centrais de mais alta ordem, esses parâmetros podem ser consistentemente estimados com base nos correspondentes momentos dos resíduos de MQS. Neste caso, o valor esperado de u também pode ser consistentemente estimado, obtendo-se, em consequência, uma estimativa consistente do intercepto. Este constitui o denominado método de mínimos quadrados simples corrigido (MQSC).

Há duas dificuldades potenciais com o uso do método de MQSC. Primeiro, a correção do termo constante não é independente da distribuição de u . Por exemplo, se u tiver uma distribuição gama, então $E(u) = \sigma^2$, e o estimador de MQS da variância fornece a correção pretendida. Se, todavia, a distribuição for exponencial, $E(u) = \sigma$. Neste caso, será a raiz quadrada positiva da variância o fator de correção. Evidentemente, essas diferenças afetam as correspondentes estimativas de eficiência técnica, cujas médias populacionais são dadas pelas seguintes fórmulas (Corbo & Melo, 1983):¹⁶

$$E_g = 2 \cdot \sigma^2 \quad (3)$$

para a hipótese de distribuição gama de u , e

$$E_x = (1 + \sigma)^{-1} \quad (4)$$

caso a distribuição seja exponencial.

O outro problema que pode surgir com o uso do método de MQSC é que, apesar da correção adotada para o intercepto, alguns resíduos podem ainda apresentar o sinal errado, indicando pontos acima da fronteira de produção estimada. Para evitar esse problema, Greene (1980a) sugeriu simplesmente deslocar o

¹⁶ Richmond (1974) calculou em 0,87 a eficiência técnica média na indústria norueguesa, supondo uma distribuição gama. Refazendo os cálculos com base em uma distribuição exponencial, Forsund et alii (1980) encontraram 0,69. Diferenças da mesma ordem obtiveram Corbo & Melo (1983), que aplicaram um procedimento similar aos dados da indústria chilena.

intercepto da regressão até que nenhum resíduo continue positivo e um seja zero.¹⁷

Este método também será utilizado neste trabalho. Assim, ao nível de firma, a eficiência técnica é dada por:

$$ET_i = y_i/y_i^* \quad (5)$$

onde y_i é a produção observada e y_i^* a prevista pelo método de MQSC (isto é, a produção sobre a fronteira estimada).

A abordagem descrita, seja a função de produção estimada por MMV ou pelo método de MQSC, é usualmente conhecida na literatura como o método da fronteira (de produção) estatística determinística. Nesse modelo, as diferenças de desempenho em relação à fronteira são inteiramente atribuídas à ineficiência técnica.

Entretanto, além dos possíveis erros de medida, existem, ainda, duas outras fontes de variação da produção observada da firma em relação à fronteira: uma que se situa fora do controle da firma (que são os choques exógenos, tais como o mau tempo e a interrupção no suprimento de insumos) e outra que depende dela — e que é a fonte de sua ineficiência.

Esta distinção está na base do modelo da fronteira de produção estocástica, cuja especificação é a seguinte:

$$y = f(x) \exp(v - u) \quad (6)$$

onde $f(x) \exp(v)$ é a fronteira estocástica, com v tendo alguma distribuição simétrica, para captar os efeitos aleatórios dos erros de medida e dos choques exógenos. A ineficiência técnica em relação à fronteira estocástica é, então, medida pela componente de erro unilateral $\exp(-u)$, $u \geq 0$. Esta última condição garante que todas as observações se situam sobre ou abaixo da fronteira de produção estocástica.

A estimação do modelo (6) pode ser feita por MMV ou pelo método de MQSC, desde que sejam feitas hipóteses sobre as distribuições de v e de u .¹⁸ As hipóteses mais usuais são as de que v tem distribuição normal e u , seminormal ou exponencial. Supondo-se, além disso, que tanto v como u são independentemente distribuídos e não-correlacionados com as variáveis explicativas, obtém-se, juntamente com os parâmetros da função de produção, as estimativas das va-

¹⁷ Pode-se demonstrar que esse procedimento fornece uma estimativa consistente para o intercepto da função de produção.

¹⁸ As estimativas de MQSC são mais fáceis de calcular do que as de máxima verossimilhança, porém menos (assintoticamente) eficientes. Entretanto, estudos de Monte Carlo conduzidos por Olson et alii (1980) evidenciaram um desempenho comparável entre os dois métodos, mesmo para grandes amostras.

riâncias dos dois componentes de erro σ^2_v e σ^2_u — que são necessárias para calcular a ineficiência técnica, como se verá logo a seguir.

No caso de u seguir a distribuição seminormal, uma estimativa para seu valor esperado é dada por (ver Aigner et alii, 1977):

$$E(u) = j_u \sqrt{2} / \text{—} \quad (7)$$

onde — é o número irracional 3,1416. . . Uma estimativa consistente de j_u pode ser obtida a partir do momento central de mais alta ordem dos resíduos de MQS, da seguinte forma (ver Schmidt & Lovell, 1979):

$$\sigma_u^2 = \left\{ \sqrt{e} / 2 \left[e / (e - 4) \right] \left[\sum_{i=1}^n e_i^3 / n \right] \right\}^{2/3} \quad (8)$$

onde e_i são os resíduos de MQS e n representa o tamanho da amostra.

Se, em vez disso, a distribuição de u for exponencial, essas duas estimativas passam a ser (ver Corbo & Melo, 1983):

$$E(u) = \left[\frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{2n} \right]^{1/3} \quad (9)$$

$$\sigma_u^2 = \left[\frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{2n} \right]^{2/3} \quad (10)$$

As correspondentes medidas de eficiência técnica (média) populacional poderão, então, ser obtidas através das seguintes fórmulas:

$$E_H = 2 \exp(\sigma_u^2 / 2) [1 - F(\sigma_u)] \quad (11)$$

para o caso de u ter distribuição seminormal, e onde $F(\cdot)$ é a distribuição normal padronizada; e

$$E_X = (1 + j_u)^{-1} \quad (12)$$

para o caso de a distribuição de u ser exponencial.

O modelo de fronteira de produção estocástica tornou possível, portanto, distinguir se a divergência observada entre um particular nível de produção e sua contrapartida sobre a fronteira estocástica é devida à ineficiência ou à variação aleatória em relação à fronteira. Contudo, este procedimento gera somente a medida da eficiência técnica média da indústria (ou da amostra), sem, entretanto, permitir o cálculo da eficiência ao nível de firma. Isso só foi possível com a contribuição de Jondrow et alii (1982), que propuseram a seguinte medida de eficiência técnica para a firma i , supondo-se que v tenha distribuição normal e u , semi-normal:

$$E_{H_i} = \sigma_v \left[\frac{f(\xi_i \lambda / \sigma)}{1 - F(\xi_i \lambda / \sigma)} - \frac{\xi_i \lambda}{\sigma} \right] \quad (13)$$

onde $\sigma_v^2 = \sigma_v^2 / \sigma_u^2$; $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$; $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$; e $f(.)$ e $F(.)$ são as funções de densidade normal padronizada e normal cumulativa, respectivamente. ξ_i é o erro composto da regressão (isto é, $\xi_i = v_i - u_i$) estimado pelo método de MQSC e σ_v^2 é dada por (Schmidt & Lovell 1979):

$$\sigma_v^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n} - \left[\frac{n-2}{n} \right] \sigma_u^2 \quad (14)$$

Na hipótese de u ter distribuição exponencial, a fórmula fica:

$$E_{X_i} = \sigma_v \left[\frac{f(A)}{1 - F(A)} - A \right] \quad (15)$$

onde $A = \xi_i / \sigma_v = \sigma_v$ é obtida com a fórmula seguinte (Corbo & Melo, 1983):

$$\sigma_v^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n} - \sigma_v^2 \quad (16)$$

4. Resultados empíricos

Este item apresenta as estimativas de eficiência técnica (média) de 136 indústrias, definidas ao nível de quatro dígitos da classificação utilizada pela Secretaria da Receita Federal (SRF).¹⁹

Foram calculados dois tipos de média para as diferentes indústrias: a média populacional, obtida diretamente a partir da estimação da esperança matemática da distribuição dos erros, e a média ponderada (pelo valor adicionado) das eficiências técnicas das distintas firmas pertencentes a cada indústria.

Foram considerados apenas os enfoques estatísticos de determinação da fronteira de produção: o da fronteira estatística determinística e o da fronteira estocástica. Em ambos os casos, a fronteira de produção foi definida por uma função do tipo Cobb-Douglas,²⁰ tendo como variável dependente o valor adicionado e, como variáveis independentes, o número de empregados, uma medida do nível de qualificação da mão-de-obra (*labor skill*)²¹ e uma medida do fluxo de serviços do capital.²² Como método de estimação, utilizou-se o de mínimos quadrados simples corrigido (MQSC).

A fonte dos dados usados na estimação foram os arquivos do imposto de renda da pessoa jurídica e do imposto sobre produtos industrializados (do qual foram retirados os dados de mão-de-obra), relativos a 1980, cedidos pela SRF, sem a identificação das firmas contribuintes. As 136 indústrias selecionadas englobaram, naquele ano, 12.189 firmas, que constituíam o universo das empresas industriais sujeitas à tributação segundo o lucro real.²³

O quadro 1 mostra as médias populacionais e ponderadas da eficiência técnica de cada indústria, segundo as abordagens consideradas (determinística e estocástica). É apresentada mais de uma medida tanto para as médias populacionais quanto para as ponderadas, em função das diferentes hipóteses admitidas para a distribuição dos erros (gama, seminormal ou exponencial).

¹⁹ O Código de Atividades da SRF discrimina 196 indústrias a quatro dígitos. Entretanto, tendo em vista a conveniência de estimação estatística, foram eliminadas aquelas indústrias para as quais não havia pelo menos 15 firmas com os dados completos.

²⁰ Conforme mencionado, não há argumentos definitivos a favor de uma ou outra especificação de função de produção, para essa finalidade. Embora existam certas preferências pela função *translog* — por exemplo, Huang (1984) e Page Jr. (1984) — a maioria dos trabalhos empíricos nesta área utiliza a função Cobb-Douglas.

²¹ Esta variável foi construída como: $S = (W/W_0) - 1$, onde W é o salário médio da firma i e W_0 é o menor salário do setor industrial.

²² Esta medida, usada por Meller (1976), é: $K = 0,10K_m + 0,03K_b + 0,20K_v + 0,10(K_m + K_b + K_v + K_j)$, onde as variáveis entre parênteses são o valor contábil (*book-value*) dos equipamentos, imóveis, veículos e mercadorias em estoque, respectivamente.

²³ A tributação segundo o lucro real constitui a regra geral de cobrança do IR-PJ e aplica-se às empresas que auferiram renda bruta superior a 100 mil ORTN, em 1980.

Medidas de eficiência técnica da indústria brasileira, 1980¹

Indústrias ²	Medidas determinísticas					Medidas estocásticas				Nº de observações
	\bar{U}_d	\bar{U}_g	\bar{U}_x	E_g	E_x	\bar{U}_H	\bar{U}_X	E_H	E_X	
1010	0,24	1,15	0,90	0,80	0,64	142
1030	0,40	1,10	0,85	0,82	0,65	250
1040	0,27	0,97	0,75	0,83	0,66	0,33	0,19	0,71	0,82	159
1050	0,44	1,00	0,79	0,91	0,73	19
1060	0,25	0,91	0,73	0,73	0,59	0,57	0,33	0,55	0,70	323
1070	0,33	0,96	0,75	0,82	0,65	87
1080	0,37	0,76	0,63	0,68	0,57	0,68	0,39	0,51	0,66	48
1099	0,33	0,84	0,67	0,74	0,60	0,54	0,31	0,57	0,71	61
1101	0,49	0,05	0,82	0,88	0,70	34
1104	0,70	1,27	1,01	0,91	0,73	0,23	0,14	0,73	0,83	36
1105	0,59	1,26	0,98	0,83	0,66	0,28	0,18	0,64	0,77	31
1106	0,16	1,03	0,81	0,79	0,63	0,41	0,25	0,59	0,73	149
1107	0,58	1,09	0,86	0,89	0,71	0,24	0,15	0,75	0,84	29
1109	0,33	0,81	0,64	0,77	0,62	0,45	0,26	0,65	0,77	28
1111	0,35	1,12	0,89	0,76	0,61	59
1112	0,49	1,07	0,84	0,79	0,63	0,38	0,23	0,62	0,75	34
1113	0,64	1,09	0,86	0,88	0,70	0,27	0,17	0,72	0,82	29
1115	0,13	0,98	0,77	0,79	0,63	127
1120	0,72	1,14	0,91	0,91	0,74	27
1130	0,17	0,92	0,73	0,75	0,61	0,52	0,30	0,55	0,70	183
1140	0,19	0,94	0,74	0,80	0,64	221
1150	0,11	0,94	0,73	0,81	0,64	219
1160	0,14	1,05	0,83	0,75	0,61	0,41	0,25	0,61	0,75	486
1170	0,19	1,00	0,78	0,80	0,64	172
1180	0,26	0,97	0,76	0,85	0,67	0,10	-0,09	0,90	0,94	40
1199	0,23	1,02	0,80	0,81	0,64	0,37	0,22	0,67	0,79	870
1210	0,62	1,20	0,94	0,89	0,71	0,21	0,13	0,77	0,85	37
1220	0,22	0,82	0,65	0,76	0,61	.	.	0,42	0,59	292
1231	0,30	0,99	0,77	0,85	0,67	0,16	0,10	0,85	0,91	249
1232	0,20	1,09	0,85	0,82	0,65	256
1240	0,33	1,06	0,83	0,81	0,65	0,41	0,25	0,59	0,72	222
1251	0,14	1,07	0,84	0,79	0,63	0,30	0,18	0,72	0,82	262
1254	0,40	1,07	0,83	0,82	0,65	34
1270	0,24	0,81	0,63	0,81	0,65	0,37	0,21	0,69	0,80	34
1280	0,60	1,08	0,84	0,88	0,70	16
1299	0,19	1,02	0,80	0,80	0,64	390
1310	0,24	0,89	0,70	0,76	0,61	0,50	0,29	0,55	0,70	94
1320	0,31	1,14	0,89	0,83	0,66	179
1340	0,46	1,16	0,90	0,84	0,67	0,30	0,18	0,65	0,77	58
1351	0,49	1,02	0,80	0,79	0,63	0,58	0,32	0,55	0,70	82
1352	0,10	0,93	0,74	0,75	0,61	0,62	0,34	0,51	0,67	245
1370	0,36	0,92	0,82	0,58	0,53	.	.	0,34	0,51	136
1380	0,20	0,88	0,72	0,71	0,59	0,65	0,35	0,48	0,64	130
1411	0,30	0,74	0,61	0,68	0,57	0,71	0,37	0,47	0,64	25
1433	0,08	1,07	0,83	0,85	0,68	370
1440	0,32	0,86	0,67	0,86	0,68	111
1450	0,20	0,89	0,72	0,73	0,60	29

Indústrias ²	Medidas determinísticas					Medidas estocásticas				Nº de observações
	\bar{U}_d	\bar{U}_g	\bar{U}_x	E_g	E_x	\bar{U}_H	\bar{U}_X	E_H	E_X	
1480	0,63	0,94	0,73	0,87	0,69	0,48	0,26	0,61	0,74	23
1490	0,58	0,95	0,74	0,84	0,67	0,35	0,20	0,68	0,79	20
1510	0,14	1,03	0,83	0,72	0,59	0,38	0,23	0,66	0,78	349
1520	0,21	1,04	0,82	0,76	0,61	0,60	0,34	0,52	0,67	204
1530	0,14	0,96	0,77	0,72	0,59	49
1550	0,18	0,88	0,73	0,67	0,57	0,76	0,42	0,46	0,63	216
1560	0,65	1,06	0,83	0,84	0,67	0,29	0,17	0,73	0,83	15
1610	0,06	0,96	0,75	0,81	0,64	931
1620	0,32	0,96	0,75	0,83	0,66	161
1630	0,24	0,88	0,70	0,75	0,61	71
1699	0,20	0,80	0,64	0,72	0,59	.	0,46	0,45	0,62	119
1720	0,25	1,20	0,94	0,78	0,62	0,26	0,16	0,74	0,84	117
1730	0,19	0,98	0,76	0,83	0,66	0,39	0,23	0,65	0,77	209
1740	0,32	0,93	0,73	0,83	0,66	0,35	0,20	0,69	0,80	156
1830	0,57	1,11	0,87	0,84	0,66	0,44	0,27	0,58	0,72	24
1899	0,26	0,88	0,69	0,80	0,64	.	0,36	0,53	0,68	159
1910	0,11	0,57	0,51	0,59	0,53	.	.	0,26	0,43	171
1930	0,19	0,88	0,68	0,81	0,64	46
1999	0,19	1,11	0,86	0,80	0,64	97
2000	0,38	1,23	0,96	0,80	0,64	98
2011	0,86	1,63	1,27	0,83	0,66	0,18	0,14	0,62	0,75	23
2012	0,60	1,09	0,85	0,86	0,68	0,33	0,20	0,69	0,80	17
2017	0,74	2,22	1,73	0,83	0,66	25
2020	0,47	1,14	0,89	0,81	0,65	27
2040	0,35	0,99	0,78	0,79	0,63	0,38	0,23	0,66	0,78	50
2050	0,47	1,02	0,80	0,86	0,68	21
2060	0,34	0,99	0,79	0,72	0,59	0,53	0,32	0,55	0,70	116
2070	0,27	0,88	0,70	0,77	0,62	0,61	0,34	0,54	0,69	165
2080	0,30	0,91	0,73	0,74	0,60	0,41	0,24	0,63	0,76	29
2099	0,13	0,91	0,72	0,76	0,61	249
2110	0,16	0,96	0,75	0,78	0,63	0,35	0,21	0,68	0,79	288
2210	0,28	1,02	0,80	0,77	0,62	106
2220	0,36	0,87	0,68	0,83	0,66	0,33	0,19	0,72	0,82	85
2230	0,41	0,89	0,70	0,85	0,68	29
2310	0,42	0,92	0,72	0,79	0,63	0,47	0,28	0,57	0,71	31
2320	0,22	0,98	0,76	0,85	0,67	0,26	0,16	0,76	0,85	145
2330	0,22	0,84	0,66	0,78	0,63	0,50	0,29	0,60	0,73	117
2340	0,63	0,93	0,73	0,85	0,68	.	0,29	0,58	0,72	20
2350	0,26	1,60	1,25	0,81	0,64	0,23	0,14	0,78	0,86	260
2360	0,61	1,22	0,95	0,85	0,67	0,34	0,21	0,62	0,75	38
2399	0,18	0,90	0,70	0,82	0,65	304
2410	0,24	0,93	0,75	0,72	0,59	123
2420	0,20	0,95	0,75	0,78	0,63	0,38	0,22	0,67	0,78	576
2430	0,17	0,96	0,75	0,78	0,62	0,40	0,24	0,67	0,78	347
2440	0,36	0,96	0,75	0,83	0,66	0,39	0,23	0,66	0,78	67
2450	0,36	0,77	0,60	0,80	0,64	0,68	0,36	0,56	0,70	36
2460	0,29	0,77	0,61	0,77	0,62	0,61	0,34	0,57	0,71	64
2499	0,16	0,78	0,63	0,70	0,58	107
2510	0,08	1,04	0,83	0,75	0,61	0,35	0,21	0,69	0,80	1.913

Indústrias ²	Medidas determinísticas					Medidas estocásticas				Nº de observações
	\bar{U}_d	\bar{U}_g	\bar{U}_x	E_g	E_x	\bar{U}_H	\bar{U}_X	E_H	E_X	
2520	0,57	1,00	0,78	0,82	0,65	0,41	0,25	0,58	0,72	21
2530	0,13	4,73	3,70	0,80	0,64	•	•	•	•	707
2540	0,17	0,89	0,70	0,85	0,67	•	•	•	•	168
2599	0,23	1,07	0,84	0,78	0,62	•	•	•	•	127
2601	0,33	0,87	0,73	0,66	0,56	•	•	•	•	20
2602	0,55	1,07	0,85	0,90	0,72	•	•	•	•	19
2603	0,15	1,08	0,84	0,83	0,66	•	•	•	•	242
2609	0,20	0,98	0,79	0,72	0,59	0,38	0,23	0,66	0,78	76
2610	0,20	0,95	0,79	0,67	0,57	0,60	0,35	0,52	0,68	98
2620	0,39	1,07	0,85	0,73	0,60	0,43	0,26	0,62	0,75	53
2621	0,35	1,35	1,08	0,73	0,60	•	0,29	0,48	0,64	53
2622	0,46	1,17	0,92	0,78	0,63	0,42	0,27	0,56	0,71	26
2630	0,62	1,09	0,85	0,86	0,68	0,27	0,16	0,75	0,84	31
2640	0,23	0,95	0,74	0,83	0,66	•	•	•	•	122
2651	0,41	1,19	0,94	0,79	0,63	0,23	0,14	0,78	0,86	94
2660	0,43	0,94	0,74	0,87	0,69	0,47	0,26	0,64	0,77	80
2670	0,31	1,18	0,93	0,80	0,64	•	•	•	•	72
2680	0,08	1,18	0,93	0,78	0,62	•	•	•	•	124
2691	0,38	0,98	0,79	0,73	0,60	0,51	0,31	0,55	0,70	49
2698	0,52	1,10	0,86	0,77	0,62	0,26	0,16	0,75	0,84	46
2699	0,22	0,99	0,79	0,75	0,61	•	•	•	•	72
2710	0,18	0,60	0,54	0,57	0,53	•	0,77	0,35	0,53	60
2720	0,26	0,81	0,66	0,70	0,58	0,52	0,30	0,60	0,74	145
2730	0,39	0,74	0,57	0,81	0,65	0,45	0,27	0,71	0,82	19
2741	0,28	0,69	0,55	0,73	0,60	•	0,59	0,44	0,61	116
2750	0,63	1,31	1,04	0,76	0,61	•	•	•	•	19
2910	0,36	1,05	0,82	0,79	0,63	0,21	0,13	0,79	0,87	82
2920	0,21	1,36	1,06	0,79	0,63	0,37	0,22	0,67	0,78	545
2999	0,30	1,04	0,81	0,79	0,63	0,51	0,29	0,59	0,73	169
3000	0,34	1,08	0,84	0,83	0,66	•	•	•	•	49
3012	0,16	0,87	0,69	0,74	0,60	•	•	•	•	63
3023	0,36	0,95	0,75	0,78	0,63	•	•	•	•	61
3031	0,44	1,13	0,93	0,69	0,58	0,40	0,24	0,67	0,79	40
3032	0,34	0,90	0,70	0,84	0,66	•	•	•	•	98
3033	0,47	0,99	0,77	0,86	0,68	•	•	•	•	41
3041	0,62	1,07	0,87	0,94	0,77	0,11	0,06	0,89	0,93	19
3050	0,30	0,63	0,53	0,66	0,56	•	•	0,39	0,56	63
3070	0,24	0,88	0,69	0,80	0,64	0,20	0,12	0,81	0,88	44
3080	0,48	0,78	0,62	0,77	0,62	•	0,52	0,46	0,62	28
3099	0,13	0,92	0,74	0,73	0,60	0,26	0,16	0,77	0,85	367

¹ \bar{U}_d , \bar{U}_g e \bar{U}_x são médias determinísticas (ponderadas pelo valor adicionado) das eficiências ao nível de firma, correspondendo, respectivamente, ao método de Greene, à distribuição gama e à distribuição exponencial para u ; E_g e E_x são as medidas populacionais correspondentes às duas últimas hipóteses. \bar{U}_H e \bar{U}_X são as médias estocásticas (ponderadas) supondo-se u com distribuição seminormal e exponencial, respectivamente; E_H e E_X são as correspondentes médias populacionais.

²Ver descrição das indústrias no anexo 1.

Assim, no grupo das medidas determinísticas, encontram-se as médias populacionais E_g e E_X baseadas nas distribuições gama e exponencial, e obtidas com o auxílio das fórmulas (3) e (4) respectivamente — e as médias ponderadas (das eficiências das firmas integrantes) \bar{U}_g , \bar{U}_X e \bar{U}_d , onde g , x e d identificam, respectivamente, as distribuições gama e exponencial e o método sugerido por Greene (1980a), de deslocar o intercepto da função de produção até que nenhum resíduo seja positivo e um deles seja zero (ver item 3). Nestes últimos casos, as eficiências individuais (das firmas) foram obtidas utilizando-se a fórmula (5).

De forma semelhante, no grupo das medidas estocásticas, as médias populacionais são indicadas por E_H e E_X e as ponderadas, por \bar{U}_H e \bar{U}_X . Para o cálculo das médias populacionais foram utilizadas as fórmulas (11) e (12), respectivamente. Já as eficiências individuais, que deram origem às médias ponderadas, foram obtidas com as fórmulas (13) e (15), para as hipóteses de distribuição seminormal e exponencial, respectivamente.

A análise do quadro 1 mostra, em primeiro lugar, que, enquanto as medidas de eficiência relativas à fronteira determinística puderam ser estimadas para todas as 136 indústrias, o mesmo não ocorreu para o caso da fronteira estocástica. Isto por duas razões básicas. Primeiramente, a média populacional da eficiência técnica baseada na fronteira estocástica não pôde ser estimada em 52 das 136 indústrias devido à inesperada soma positiva dos resíduos cúbicos de MQS — isto é, de acordo com a fórmula (8), isso resultaria numa variância $\sigma^2 u$ negativa. Esta falha no uso da técnica é conhecida na literatura (Olson et alii, 1980) como erro do Tipo I. Apesar de ser um tanto desconcertante, esse resultado foi observado em outros estudos. Por exemplo, Corbo & Melo (1983) encontraram 25 casos semelhantes entre as 43 indústrias chilenas por eles analisadas, e Rossi (1984) encontrou também 43 casos desse tipo nos 107 setores da indústria brasileira de transformação em 1978. Dada a natureza unilateral do erro u , seja este seminormal ou exponencial, o valor populacional do momento central de terceira ordem do erro composto (isto é, $v \cdot u$) seria negativo. Como, entretanto, o terceiro momento central dos resíduos de MQS fornece tão-somente uma estimativa consistente para aquele parâmetro populacional, não há garantia de que tal estimativa venha a ter o sinal correto. Resultados desse tipo poderiam, na verdade, ser indicativos de uma especificação inadequada para a estrutura do erro; em caso contrário, a responsabilidade deverá recair sobre os dados.

A segunda razão é que, mesmo que a estimativa do terceiro momento central do erro composto tenha o sinal correto, poderíamos ter, ainda assim, um valor negativo para a variância estimada do erro simétrico v . Olson et alii (1980) chamaram este caso de erro do Tipo II. No presente trabalho foram encontrados 11 casos (dentre as 136 indústrias analisadas) com tal característica, quando u tem distribuição seminormal, e quatro casos para u exponencial. Conforme enfatizado por Olson et alii (1980), o erro do Tipo II é ainda mais problemático do que o erro do Tipo I, pois enquanto este último poderia ser interpretado como indicando que toda a variação do erro está fora do controle da firma (isto é, não há ineficiência), o erro do Tipo II não faz qualquer sentido.

Embora se possa atribuir essa falha no uso da técnica da fronteira estocástica a um possível uso inadequado do método de estimação, não parece ser este o caso. Como mostrado por Waldman (1982), quando a soma dos resíduos cúbicos de MQS é positiva, os parâmetros estimados por este método são idênticos àqueles que produzem um ponto de máximo local para a função de verossimilhança, no modelo da fronteira estocástica com u seminormal. Além disso, Waldman (1982) sugeriu, com base na evidência empírica apresentada por Olson et alii, que este máximo é também um ponto de máximo global. Com isto, não seria necessário, em tais casos, ir além do uso de MQS.

O quadro 1 revela que, em muitos casos, é grande a diferença entre as eficiências técnicas médias quando medidas alternativas são utilizadas. Este fato é captado parcialmente no quadro 2, que mostra os coeficientes de correlação tanto de Pearson como de Spearman, entre tais medidas. Algumas dificuldades surgem particularmente com respeito às medidas de eficiência técnica na fronteira determinística. Primeiramente, há uma correlação muito fraca entre a eficiência média ponderada, \bar{U}_g , e a sua correspondente eficiência média populacional, E_g , ambas baseadas na hipótese da distribuição gama para u . Resultados semelhantes ocorrem com respeito à correlação entre \bar{U}_x e E_x , baseadas no pressuposto de distribuição exponencial para u . Por motivos óbvios, dever-se-ia esperar elevadas correlações nesses dois casos, o que não se observa aqui, entretanto. De qualquer modo, \bar{U}_g e \bar{U}_x são bastante correlacionados entre si. Este é também o caso da correlação entre E_g e E_x . A medida calculada pelo método

Quadro 2
Correlações de Pearson e de Spearman (em parênteses) entre as medidas de eficiência, 1980¹

	Medidas determinísticas					Medidas estocásticas			
	\bar{U}_d	\bar{U}_g	\bar{U}_x	E_g	E_x	\bar{U}_H	\bar{U}_X	E_H	E_X
\bar{U}_d	1,0 (1,0) 136	0,10 (0,31) 136	0,08 (0,30) 136	0,48 (0,47) 136	0,53 (0,47) 136	-0,34 (-0,27) 74	-0,26 (-0,24) 81	0,24 (0,20) 85	0,24 (0,19) 85
\bar{U}_g		1,0 (1,0) 136	0,99 (0,99) 136	0,09 (0,36) 136	0,09 (0,36) 136	-0,56 (-0,59) 74	-0,57 (-0,61) 81	0,47 (0,50) 85	0,48 (0,50) 85
\bar{U}_x			1,0 (1,0) 136	0,03 (0,28) 136	0,04 (0,28) 136	-0,53 (-0,56) 74	-0,52 (-0,58) 81	0,41 (0,45) 85	0,42 (0,45) 85
E_g				1,0 (1,0) 136	0,98 (1,0) 136	-0,65 (-0,61) 74	-0,68 (-0,62) 81	0,71 (0,63) 85	0,73 (0,63) 85
E_x					1,0 (1,0) 136	-0,64 (-0,62) 74	-0,64 (0,52) 81	0,69 (0,63) 85	0,70 (0,63) 85
\bar{U}_H						1,0 (1,0) 74	0,97 (0,99) 74	-0,91 (-0,92) 85	-0,92 (-0,92) 85
\bar{U}_X							1,0 (1,0) 81	-0,91 (-0,94) 81	-0,92 (-0,94) 81
E_H								1,0 (1,0) 85	0,99 (1,0) 85
E_X									1,0 (1,0) 85

¹ Para a descrição das medidas de eficiência, ver nota 2 do quadro 1. Os números de observações estão indicados abaixo das correlações. Todas as correlações são significativas ao nível de 5%.

de Greene (\bar{U}_d), todavia, não é muito correlacionada com as demais medidas, o que não deixa de ser surpreendente, pois, como veremos adiante, as medidas individuais \bar{U}_d , \bar{U}_g e \bar{U}_x são perfeitamente correlacionadas entre si. Aparentemente, alguns desses resultados são devidos principalmente às limitações das medidas \bar{U}_d , \bar{U}_g e \bar{U}_x . Por exemplo, enquanto a primeira destas medidas é bastante sensível à presença de pontos extremos, as outras duas medidas têm o inconveniente de serem obtidas a partir de medidas de eficiência (a nível de firma) que podem exceder a unidade (isto ocorreu com certa frequência neste estudo).²⁴ Dadas essas dificuldades, apenas a medida U_d será usada na análise de correlação do quadro 3. No que concerne às medidas determinísticas de eficiência (média populacional, E_g e E_x), cabe ressaltar que, apesar de altamente correlacionadas, os seus níveis diferem significativamente entre si. Por exemplo, a média de E_g para as 136 indústrias foi 0,79, com desvio-padrão de 0,07, valor mínimo de 0,57 e valor máximo de 0,94; essa sequência para E_x foi 0,64, 0,04, 0,53 e 0,77.²⁵

Quanto às medidas de eficiência com base na fronteira estocástica, observa-se, inicialmente, que, distintamente do caso determinístico, é elevada a correlação entre a média ponderada da eficiência a nível de firma e a eficiência média populacional da indústria, e isso ocorre tanto para u seminormal como para u exponencial. No primeiro caso, a correlação é — 0,91 e no segundo — 0,92, com o sinal negativo indicando o fato de que uma mede eficiência e a outra ineficiência. Vale a pena, ainda, comparar os níveis dessas medidas entre si. Por exemplo, a média de E_H para as 85 indústrias (para as quais foi possível estimar esta medida) foi 0,63 (desvio-padrão de 0,12), com o valor mínimo de 0,26 e valor máximo de 0,90. Para \bar{U}_H , esses valores foram (após converter a medida de ineficiência em medida de eficiência) 0,60, 0,24 e 0,92, respectivamente. Quanto a E_X (também calculado para as 85 indústrias), a média foi 0,75 (desvio-padrão de 0,09), o valor mínimo de 0,43 e o valor máximo de 0,94. Para \bar{U}_X , essa sequência (uma vez mais, após converter ineficiência em eficiência) foi 0,75, 0,24 e aproximadamente 1; este último valor indica claramente que a medida pode exceder a unidade. Portanto, a elevada correlação entre essas medidas de eficiência técnica combinada com os seus níveis semelhantes permitem concluir serem elas razoavelmente consistentes (na falta de um melhor termo) — recorde-se que este não foi o caso com a fronteira determinística. Por essa razão, apenas as medidas E_{Hi} e E_{Xi} serão usadas na análise adiante, que correlaciona eficiência técnica com algumas variáveis econômicas selecionadas, dentro de cada indústria.

Como já indicado, além das correlações de Pearson foram também calculadas as correlações de Spearman entre as várias medidas de eficiência técnica

²⁴ As medidas de ineficiência técnica da fronteira estocástica a nível da firma não fogem dessa limitação também, como mostraremos mais adiante no texto.

²⁵ Uma tabela contendo o intervalo (*range*) para os valores de todas essas medidas de eficiência técnica a nível da firma pode ser obtida dos autores mediante solicitação.

média. Os resultados estão também no quadro 2. Chama particularmente atenção o fato de haver uma perfeita correlação (de Spearman) entre as duas medidas de média populacional, tanto no caso da fronteira determinística como no da estocástica.

O quadro 3, por sua vez mostra as correlações de Pearson entre as medidas de eficiência técnica das fronteiras determinística e estocástica a nível da firma (isto é, dentro das várias indústrias). Como as três medidas de fronteira determinística (isto é, U_d , U_g e U_x) são perfeitamente correlacionadas (observe-se que diferem apenas quanto ao nível), basta usar uma delas no exercício de correlação. Note-se em primeiro lugar, que as correlações entre as duas medidas estocásticas são maiores que 0,90 para todas as 74 indústrias (exceto o resultado destoante da indústria 1180) para as quais foi possível estimar essas medidas. Dessas considerações não se deve concluir, porém, que as duas medidas fornecerão necessariamente resultados semelhantes no exercício da correlação entre a eficiência a nível da firma e as outras variáveis econômicas.²⁶ Portanto, ambas serão usadas em tal exercício.

Quadro 3

Correlação de Pearson entre medidas de eficiência dentro de cada indústria, 1980¹

Indústrias	$r_{U_d E_H^i}$	$r_{U_d E_{Xi}}$	$r_{E_{Hi} E_{Xi}}$	Nº de observações
1040	0,79	0,69	0,97	159
1060	0,71	0,56	0,96	323
1080	0,81	0,67	0,97	48
1099	0,81	0,70	0,97	61
1104	0,88	0,79	0,98	36
1105	0,84	0,77	0,99	31
1106	0,61	0,49	0,96	149
1107	0,87	0,79	0,98	29
1109	0,78	0,68	0,98	28
1112	0,81	0,68	0,97	34
1113	0,91	0,84	0,99	29
1130	0,61	0,45	0,95	183
1160	0,62	0,45	0,94	486
1180	0,81	0,21	0,14	32
1199	0,75	0,59	0,94	870
1210	0,91	0,87	0,99	37
1231	0,84	0,77	0,99	249
1240	0,81	0,66	0,96	222
1251	0,53	0,30	0,90	262
1270	0,71	0,62	0,98	34

²⁶ Como demonstrado por Kwoka (1981), é possível (com as variáveis X , Y e Z) ter X e Y altamente correlacionadas, Y e Z razoavelmente correlacionadas, e X e Z sem qualquer correlação entre si.

Quadro 3 – continuação

Indústrias	$r_{U_d E_H^i}$	$r_{U_d E_{Xi}}$	$r_{E_{Hi} E_{Xi}}$	Nº de observações
1310	0,74	0,59	0,96	94
1340	0,77	0,65	0,97	58
1351	0,87	0,71	0,96	82
1352	0,69	0,41	0,95	244
1380	0,83	0,54	0,96	127
1411	0,78	0,62	0,96	25
1480	0,96	0,86	0,97	23
1490	0,90	0,83	0,99	20
1510	0,63	0,44	0,91	349
1520	0,76	0,54	0,95	204
1550	0,72	0,53	0,95	216
1560	0,94	0,91	1	15
1699	–	0,64	–	119
1720	0,69	0,53	0,96	117
1730	0,71	0,53	0,94	209
1740	0,79	0,65	0,96	156
1830	0,88	0,75	0,96	24
1899	–	0,66	–	159
2011	0,88	0,80	0,98	23
2012	0,88	0,80	0,98	17
2040	0,80	0,71	0,98	50
2060	0,74	0,60	0,96	116
2070	0,78	0,62	0,95	165
2080	0,71	0,56	0,96	29
2110	0,65	0,49	0,95	288
2220	0,82	0,74	0,99	85
2310	0,77	0,62	0,96	31
2320	0,75	0,66	0,98	145
2330	0,77	0,67	0,97	117
2340	–	0,87	–	20
2350	0,74	0,65	0,98	260
2360	0,86	0,72	0,96	38
2420	0,71	0,56	0,95	576
2430	0,71	0,57	0,96	347
2440	0,79	0,67	0,97	67
2450	0,84	0,71	0,97	36
2460	0,78	0,62	0,95	64
2510	0,63	0,45	0,92	1.913
2520	0,92	0,83	0,98	21
2609	0,67	0,57	0,97	76
2610	0,63	0,50	0,96	98
2620	0,75	0,63	0,97	53
2621	–	0,52	–	53
2622	0,78	0,66	0,97	26
2630	0,91	0,86	0,99	31
2651	0,85	0,79	0,99	94
2660	0,85	0,72	0,96	80

Quadro 3 – continuação

Indústrias	$r_{U_d E_H^i}$	$r_{U_d E_{Xi}}$	$r_{E_{Hi} E_{Xi}}$	Nº de observações
2691	0,80	0,68	0,97	49
2698	0,89	0,85	0,99	46
2710	—	0,80	—	58
2720	0,73	0,57	0,96	145
2730	0,89	0,84	0,99	19
2741	—	0,74	—	116
2910	0,82	0,74	0,99	82
2920	0,68	0,52	0,94	545
2999	0,77	0,63	0,96	169
3031	0,80	0,75	0,99	40
3041	0,93	0,80	1	19
3070	0,76	0,66	0,98	44
3080	—	0,85	—	28
3099	0,69	0,53	0,94	367

¹ U_d é a medida de eficiência determinística (método de Greene); E_{Xi} e E_{Hi} são as medidas de eficiência estocástica, correspondente às distribuições seminormal e exponencial para u , respectivamente. As correlações de Spearman foram iguais à unidade, exceto na indústria 1180.

As correlações de Pearson entre uma das medidas (já que elas são perfeitamente inter-relacionadas) determinísticas de eficiência e as duas medidas estocásticas de eficiência são também razoavelmente elevadas dentro das várias indústrias (ver quadro 3). É interessante observar, ainda, que as correlações inter-indústrias entre essas medidas são unitárias. Resultados análogos foram encontrados por Corbo & Melo (1983), na aplicação para a indústria de transformação chilena.

Por último, o quadro 4 mostra as correlações entre cada uma das duas medidas estocásticas de eficiência técnica a nível da firma (isto é, dentro de cada indústria) e algumas variáveis que puderam ser construídas a partir da base de dados e com as quais é possível formular alguma hipótese razoável de relação com as medidas de eficiência.

Evidentemente, o exercício não teve a pretensão de “explicar” as fontes de (in)eficiência técnica, uma vez que não estavam disponíveis informações sobre as variáveis que, supostamente, mais afetam esse desempenho, tais como educação e experiência dos empresários e dos trabalhadores, idade do estoque de capital, utilização de capacidade instalada, etc. Em vez disso, o que se procurou foi ganhar mais conhecimento (reconhecidamente precário), sobre a associação das medidas de eficiência com algumas variáveis de interesse. Dentre as variáveis consideradas, as únicas a apresentar correlações estatisticamente significativas foram: tamanho da firma, lucratividade, intensidade de capital, parcela de mercado e integração vertical. Em todos esses casos (com exceção, talvez, de in-

Quadro 4
Correlação de Pearson entre medidas de ineficiência (ao nível de firma)
e variáveis selecionadas, dentro de cada indústria, 1980¹

Indústrias	Tamanho		Lucratividade		Intensidade do capital		Integração		Parcela de mercado	
	E _{Hi}	E _{Xi}	E _{Hi}	E _{Xi}	E _{Hi}	E _{Xi}	E _{Hi}	E _{Xi}	E _{Hi}	E _{Xi}
1040	--	--	-0,27	-0,26	-0,58	-0,52	--	--	-0,16	--
1060	-0,12	-0,11	-0,50	-0,64	--	--	-0,21	-0,21	-0,14	-0,12
1099	--	--	-0,40	-0,43	--	--	--	--	--	--
1104	--	--	--	-0,38	-0,55	-0,51	--	--	--	--
1106	-0,17	--	-0,44	-0,50	--	--	--	--	-0,18	--
1107	--	--	-0,61	-0,69	--	--	--	--	--	--
1109	--	--	-0,46	-0,46	--	--	--	-0,36	--	--
1112	--	--	-0,35	-0,38	-0,68	--	--	--	--	--
1130sk	-0,16	--	-0,41	-0,47	--	--	-0,35	-0,32	-0,18	-0,14
1160	--	--	--	--	-0,46	-0,45	-0,34	-0,32	-0,11	-0,09
1180	--	-0,35	--	--	--	--	--	--	-0,30	--
1199	-0,14	-0,12	-0,31	-0,35	--	--	-0,15	-0,16	-0,14	-0,11
1231	-0,12	-0,12	-0,22	-0,22	-0,53	-0,48	-0,15	-0,19	-0,13	-0,13
1240sk	-0,15	--	-0,59	-0,59	-0,40	-0,37	--	--	--	--
1251	-0,16	--	-0,68	-0,93	--	--	--	--	-0,16	--
1270	--	--	-0,66	-0,68	--	--	-0,42	-0,45	--	--
1310sk	--	--	-0,30	-0,37	-0,45	-0,40	-0,30	-0,29	--	--
1340	--	--	-0,69	-0,80	-0,81	-0,80	--	--	--	--
1351sk	--	--	-0,57	-0,59	-0,54	--	--	--	--	--
1352sk	-0,16	-0,14	-0,46	-0,56	-0,39	-0,28	-0,30	-0,32	-0,15	-0,12
1380sk	--	--	-0,57	-0,69	--	--	-0,25	-0,22	--	--
1411sk	--	--	-0,48	-0,47	--	--	--	--	--	--
1480sk	--	--	--	--	-0,76	--	--	--	--	--
1510	-0,16	-0,12	-0,18	-0,12	-0,49	-0,44	-0,14	-0,14	-0,16	-0,12
1520sk	-0,24	-0,19	-0,57	-0,73	--	--	--	--	-0,24	-0,20
1550sk	-0,21	-0,19	-0,50	-0,64	-0,51	--	--	--	-0,20	-0,19
1560	-0,49	-0,49	--	--	--	--	--	--	--	--
1699sk	--	--	--	-0,33	--	--	--	-0,23	--	-0,18
1720	-0,28	-0,21	-0,17	-0,18	-0,35	--	-0,27	-0,30	-0,27	-0,21
1730	-0,18	-0,14	-0,58	-0,73	-0,47	-0,33	--	--	-0,18	-0,14
1740	--	--	-0,42	-0,44	-0,56	-0,54	--	--	--	--
1830sk	--	--	-0,69	-0,82	--	--	--	--	--	--
1899sk	--	--	--	-0,64	--	-0,33	--	--	--	-0,15
2011	--	--	-0,56	-0,61	--	--	--	--	--	--
2012	--	--	-0,74	-0,80	--	--	--	--	--	--
2060	--	--	-0,56	-0,64	-0,58	-0,51	--	--	--	--
2070sk	--	--	-0,26	-0,28	--	-0,36	-0,25	-0,27	--	--
2080	--	--	-0,75	-0,89	-0,76	-0,74	+0,38	+0,47	--	--
2110	-0,13	--	-0,37	-0,28	-0,39	-0,35	--	--	--	--
2220	--	--	-0,29	-0,32	--	--	--	--	--	--
2310sk	--	--	--	--	-0,65	--	--	--	--	--
2320	--	--	-0,39	-0,38	-0,49	-0,45	--	--	-0,16	-0,10
2330sk	--	--	-0,50	-0,49	-0,68	-0,69	--	--	--	--
2350	-0,20	-0,17	-0,41	-0,50	-0,55	-0,48	--	--	-0,20	-0,17
2360	--	--	-0,42	-0,41	--	--	--	--	--	--
2420	-0,17	-0,15	-0,41	-0,42	-0,49	-0,41	-0,19	-0,20	-0,17	-0,15

Quadro 4 – continuação

Indústrias	Tamanho		Lucratividade		Intensidade do capital		Integração		Parcela de mercado	
	E _{Hi}	E _{Xi}	E _{Hi}	E _{Xi}	E _{Hi}	E _{Xi}	E _{Hi}	E _{Xi}	E _{Hi}	E _{Xi}
2430	-0,13	-0,12	-0,43	-0,44	-0,36	-0,27	-0,19	-0,17	-0,15	-0,14
2440	-0,25	-	-0,40	-0,37	-	-	-	-	-0,28	-0,25
2450sk	-	-	-0,36	-0,42	-	-	-0,39	-0,43	-	-
2460sk	-	-	-0,41	-0,56	-	-	-	-	-	-
2510	-0,10	-0,07	-0,44	-0,58	-0,47	-0,44	-0,18	-0,16	-0,12	-0,09
2609	-	-	-0,40	-0,43	-	-	-	-	-	-
2610	-	-	-0,37	-0,42	-0,46	-	-0,23	-0,25	-	-
2620	-0,39	-0,34	-0,46	-0,40	-	-	-	-	-0,33	-0,29
2621sk	-	-	-	-0,85	-	-	-	-0,30	-	-
2622sk	-0,45	-	-0,66	-0,62	-	-	-0,56	-0,50	-	-
2630	-0,39	-0,36	-	-	-	-	-	-	-	-
2651	-0,53	-0,49	-	-0,20	-	-	-0,22	-0,22	-0,44	-0,41
2660sk	-	-	-0,33	-0,33	-	-	-	-	-	-
2691	-0,36	-0,32	-	-	-0,50	-0,38	-	-	-0,27	-
2698	-	-	-	-0,35	-	-	-0,28	-0,29	-	-
2710sk	-	-	-	-0,36	-	-	-	-0,52	-	-
2720	-	-	-0,43	-0,61	-	-	-	-	-	-
2730	-	-	-0,55	-0,57	-	-	-	-	-	-
2741sk	-	-	-	-	-	-0,51	-	-0,27	-	-
2910	-	-	-0,45	-0,49	-	-	-	-	-	-
2920	-0,13	-0,10	-0,32	-0,29	-0,49	-0,45	-0,28	-0,29	-0,13	-0,10
2999	-0,14	-	-0,45	-0,52	-0,74	-0,69	-0,23	-0,24	-	-
3031	-	-	-0,71	-0,71	-	-	-	-	-	-
3070	-	-	-	-	-0,97	-0,96	-	-	-	-
3080sk	-	-	-	-0,89	-	-	-	-	-	-
3099	-0,12	-0,11	-0,49	-0,47	-0,70	-0,69	-0,19	-0,20	-0,21	-0,10

¹ Ver descrição das medidas de (in)eficiência na nota 1 do quadro 3. Todas as correlações são significativas a 5%. Ver descrição das indústrias no anexo 1. As indústrias seguidas por *sk* têm resíduos de MQS com assimetria negativa significativa a 1%.

tegração vertical), as correlações apresentaram o esperado sinal negativo. É possível também que parte da associação positiva entre eficiência e tamanho da firma decorra da presença de economias de escala. Fica claro, entretanto, que a questão dos determinantes da eficiência técnica é suficientemente relevante para justificar pesquisas bem mais aprofundadas do que a ensaiada com este exercício.

Como observação final, foi testada a direção da assimetria (*skewness*) dos resíduos de MQS para verificar se estes são consistentes com a existência de uma fronteira de produção (conforme Schmidt & Lin, 1984). As indústrias com assimetria negativa que foram estatisticamente significativas a 1% são mostradas no quadro 4 seguidas por *sk*. As correlações para tais indústrias não parecem, entretanto, apresentar características distintas daquelas das demais indústrias.

5. Considerações finais

Não obstante o emprego da metodologia mais atualizada e a (relativamente) boa qualidade dos dados utilizados neste trabalho, persistem ainda problemas, tanto conceituais quanto empíricos, que recomendam bastante cuidado na interpretação das medidas apresentadas. Estas palavras de cautela se justificam sobretudo tendo em vista a natureza e a extensão das implicações que podem ser extraídas desses resultados.

De um modo geral, os números encontrados confirmam a suspeita quanto à existência de elevados graus de ineficiência produtiva entre as diferentes indústrias: o nível de produção (médio) observado alcança 60% ou 75% do nível máximo possível, dependendo da hipótese quanto à distribuição dos erros (estimativas obtidas com o modelo de fronteira de produções estocásticas). Como era de se esperar, é grande a variação desses indicadores entre as indústrias: o primeiro varia entre 24 e 92% (desvio-padrão de 12%) e o segundo entre 43% e 94% (desvio-padrão de 9%). A indústria que aparece como mais eficiente é a de têmpera e cementação de aço e a menos eficiente a de curtimento e outras preparações de couro. Com percentuais acima de 90% aparecem, ainda, fabricação de instrumentos musicais (93%) e fabricação de máquinas-ferramentas (91%). Entre as menos eficientes, cabe destacar, adicionalmente: fabricação de material eletrônico (51%), fabricação de vinhos (53%) e fabricação de escovas, pincéis e vasouras (56%)

Convém lembrar que o conceito de eficiência aqui adotado refere-se à proporção entre a produção observada e a que seria alcançada caso fosse utilizada a melhor tecnologia disponível.

A principal implicação que emerge desses resultados é que existe uma margem significativa para a elevação da eficiência do setor industrial, sem envolver maior emprego de fatores. Coloca-se, portanto, a conveniência da implementação de políticas dirigidas para esse fim. Não está, entretanto, entre os objetivos deste trabalho explorar detalhadamente essas políticas. As sugestões a seguir são meramente indicativas e não esgotam as alternativas possíveis.

Talvez a mais óbvia dessas políticas seja a (gradual) liberalização comercial, que introduziria maior pressão competitiva no sistema industrial, corrigindo a histórica ausência de preocupação com relação à eficiência produtiva.

Programas extensivos de treinamento gerencial e de mão-de-obra (estimulados com incentivos tendo por base o imposto de renda) teriam um efeito imediato sobre a eficiência técnica. O instrumento fiscal poderia ser utilizado para induzir a modernização dos equipamentos, via generalização da opção da depreciação acelerada, atualmente admitida somente em casos especiais.

Por último, um trabalho desse tipo não poderia ser concluído sem enfatizar a imperiosa necessidade de se dispor de uma política tecnológica realista e ajustada ao estágio atual do nosso desenvolvimento industrial.

Referências bibliográficas

- Afriat, S.N. Efficiency estimation of production functions. *International Economic Review*, 13 (3): 568-98, Oct. 1972.
- Aigner, D.J. & Chu, S.F. On estimating the industry production function. *American Economic Review*, 58 (4): 826-39, Sept. 1968.
- ; Lovell, C.A.K. & Schmidt P.J. Formulation and estimation of stochastic production function models. *Journal of Econometrics*, 6 (1): 21-37, July 1977.
- Broeck, J. Van den; Forsund, F.R.; Hjalmarsson, L. & Meeusen, W. On the estimation of deterministic and stochastic frontier production functions: a comparison. *Journal of Econometrics*, 13 (1): 117-38, May 1980.
- Corbo, V. & Melo, J. de. *Measuring technical efficiency*; a comparison of alternative methodologies with census data. World Bank, Dec. 1983. mimeogr.
- Fare, R. & Lovell, C.A.K. Measuring the technical efficiency of production. *Journal of Economic Theory*, 19 (1): 150-62, Oct. 1978.
- Farrell, M.J. The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, A 120, part 3, p. 253-81, 1957.
- & Fieldhouse, M. Estimating efficient production under increasing returns to scale. *Journal of the Royal statistical Society*, A 125, part 2, p. 252-67, 1962.
- Forsund, F.R. & Hjalmarsson, L. Generalized Farrel measures of efficiency: an application to milk processing in Swedish dairy plants. *Economic Journal*, 89 (35): 294-315, June 1979.
- ; Lovell, C.A.K. & Schmidt, P. A survey of frontier production functions and of their relationship to efficiency measurement. *Journal of Econometrics*, 13 (1): 5-25, May 1980.
- Greené, W.H. Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions. *Journal of Econometrics*, 13 (1): 27-56, May 1980a.
- . On the estimation of a flexible frontier production model. *Journal of Econometrics*, 13 (1): 101-15, May 1980b.
- Huang, C.J. Estimation of stochastic frontier production function and technical inefficiency via the EM algorithm. *Southern Economic Journal*, 50 (3): 847-56, Jan. 1984.
- Jondrow, J.; Lovell, C.A.K.; Materov, I.S. & Schmidt, P. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics*, 19 (2): 233-8, Aug. 1982.
- Kopp, R.J. The measurement of productive efficiency: a reconsideration. *Quarterly Journal of Economics*, 96 (3): 477-503, Aug. 1981.
- Kwoka, J.E. Does the choice of concentration measure really matter? *The Journal of Industrial Economics*, 29 (4): 445-53, June 1981.
- Lee, L.F. On the maximum likelihood estimation of stochastic frontier production models. *Journal of Econometrics*, 23 (2): 269-74, Oct. 1983.
- & Tyler, W.G. The stochastic frontier production function and average efficiency. *Journal of Econometrics*, 7 (3): 385-9, June 1978.

Maddala, G.S. & Fische, R.P.H. Technical change, frontier production functions and efficiency measurement. In: American Statistical Association. *Proceedings of the Business and Economic Statistics Sections*, 1979. p. 470-5.

Mascolo, J.L. & Braga, H.C. 1985. Características tecnológicas do setor industrial exportador. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 15 (2), Ago. 1985.

Meeusen, W. & Broeck, J. van den. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18 (2): 435-44, June 1977.

Meller, P. Efficiency frontiers for industrial establishments of different sizes, explorations in economic research. *Occasional Papers of the National Bureau of Economic Research*, 3: 379-407, 1976.

Nadiri, M.I. Some approaches to the theory and measurement of total factor productivity: a survey. *Journal of Economic Literature*, 8, 1970.

Nelson, R.R. Research on productivity growth and differences. *Journal of Economic Literature*, 19, 1981.

Nishimizu, M. & Page Jr., J.M. Total factor productivity growth, technological progress and technical efficiency change: dimensions of productivity change in Yugoslavia, 1965-78. *The Economic Journal*, 92: 920-36, Dec. 1982.

Olson, J.A.; Schmidt, P. & Waldman, D.M. A Monte Carlo study of estimators of stochastic frontier production functions. *Journal of Econometrics*, 13 (1): 67-82, May 1980.

Page Jr. J. Firm size and technical efficiency: applications of production frontiers to Indian survey data. *Journal of Development Economics*, 16 (1/2): 129-52, Sept./Oct. 1984.

Pitt, M.M. & Lee, L.F. The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, 9 (1): 43-64, Jan. 1981.

Richmond, J. Estimating the efficiency of production. *International Economic Review*, 15 (2): 515-21, June 1974.

Rossi, J.W. Measuring technical efficiency in Brazilian manufacturing. *Anais do VI Encontro Brasileiro de Econometria*. São Paulo, dez. 1984. p. 421-38.

Russel, N.P. & Young, T. Frontier production functions and the measurement of technical efficiency. *Journal of Agricultural Economics*, 34 (2): 139-49, May 1983.

Schmidt, P. On the statistical estimation of parametric frontier production functions. *Review of Economics and Statistics*, 58 (2): 238-9, May 1986.

————— & Lin, T.F. Simple tests of alternative specifications in stochastic frontier models. *Journal of Econometrics*, 24 (3): 349-61, Mar. 1984.

————— & Lovell, C.A.K. Estimating technical and allocative inefficiency relative to stochastic production and cost frontiers. *Journal of Econometrics*, 9 (3): 343-66, Feb. 1979.

Stevenson, R.E. Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation. *Journal of Econometrics*, 13 (1): 57-66, May 1980.

Waldman, D.W. A stationary point for the stochastic frontier likelihood. *Journal of Econometrics*, 18 (2): 275-9, Feb. 1982.

Anexo 1

Descrição das indústrias

10 Indústria de produtos de minerais não-metálicos

- 1010 Aparelhamento de pedras para construção.
- 1030 Fabricação de telhas e tijolos.
- 1040 Fabricação de material cerâmico.
- 1050 Fabricação de cimento.
- 1060 Fabricação de peças de cimento, gesso e amianto.
- 1070 Fabricação e elaboração de vidro e cristal.
- 1080 Beneficiamento de minerais não-metálicos.
- 1099 Fabricação de outros produtos de minerais não-metálicos.

11 Indústria metalúrgica.

- 1101 Produção de ferro gusa.
- 1104 Produção de laminados de aço.
- 1105 Produção de canos e tubos de ferro e aço.
- 1106 Produção de fundidos de ferro e aço.
- 1107 Produção de forjados de aço.
- 1109 Produção de relaminados de aço.
- 1111 Metalurgia dos metais não-ferrosos.
- 1112 Produção de ligas de metais não-ferrosos.
- 1113 Produção de laminados de metais não-ferrosos.
- 1115 Produção de moldes e peças fundidas de metais não-ferrosos.
- 1120 Metalurgia do pó.
- 1130 Fabricação de estruturas metálicas.
- 1140 Fabricação de artefatos de ferro e aço.
- 1150 Estamparia, funilaria e latoaria.
- 1160 Fabricação de reservatórios e outros recipientes metálicos.
- 1170 Fabricação de artigos de cutelaria.
- 1180 Têmpera e cementação de aço.
- 1199 Fabricação de outros artigos de metal.

12 Indústria mecânica.

- 1210 Fabricação de máquinas motrizes não-elétricas.
- 1220 Fabricação de máquinas e equipamentos industriais.
- 1231 Fabricação de máquinas-ferramenta.
- 1232 Fabricação de peças para máquinas industriais.
- 1240 Fabricação de máquinas para agricultura.
- 1251 Fabricação de máquinas para instalações industriais e comerciais.
- 1254 Fabricação de máquinas e aparelhos para uso doméstico.
- 1270 Fabricação e montagem de tratores.
- 1280 Reparação e manutenção de máquinas.
- 1299 Fabricação de outras máquinas.

13 Indústria de material elétrico e de comunicações.

- 1310 Fabricação de máquinas para produção e distribuição de energia elétrica.
- 1320 Fabricação de material elétrico.
- 1340 Fabricação de material elétrico para veículos.
- 1351 Fabricação de aparelhos elétricos para usos domésticos e pessoal.
- 1352 Fabricação de aparelhos elétricos para fins industriais e comerciais.
- 1370 Fabricação de material eletrônico.
- 1380 Fabricação de material de comunicações.

14 Indústria de material de transporte.

- 1411 Construção de embarcações e fabricação de caldeiras.
- 1433 Fabricação de peças para veículos automotores.
- 1450 Fabricação de bicicletas e triciclos.
- 1480 Fabricação de outros veículos.
- 1490 Fabricação de estofados para veículos.

15 Indústria de madeira.

- 1510 Desdobramento da madeira.
- 1520 Fabricação de estruturas de madeira.
- 1530 Fabricação de chapas e placas de madeira.
- 1550 Fabricação de artigos diversos de madeira.
- 1560 Fabricação de artefatos de bambu e vime.

16 Indústria de mobiliário.

- 1610 Fabricação de móveis de madeira.
- 1620 Fabricação de móveis de metal.
- 1630 Fabricação de artigos de colchoaria.
- 1699 Fabricação de móveis não-especificados.

17 Indústrias de papel e papelão.

- 1720 Fabricação de papel e papelão.
- 1730 Fabricação de artefatos de papel.
- 1740 Fabricação de artefatos de papelão.

18 Indústria de borracha.

- 1830 Fabricação de laminados e borracha.
- 1899 Fabricação de outros artefatos de borracha.

19 Indústria de couros e peles e produtos similares.

- 1910 Curtimento e outras preparações de couros.

- 1930 Fabricação de malas.
- 1999 Fabricação de outros artefatos de couro.

20 *Indústria química.*

- 2000 Produção de elementos químicos.
- 2011 Fabricação de combustíveis e lubrificantes.
- 2012 Fabricação de materiais petroquímicos básicos.
- 2017 Fabricação de graxas lubrificantes.
- 2020 Fabricação de resinas de fibras.
- 2040 Produção de óleos e gorduras animais.
- 2050 Fabricação de concentrados aromáticos.
- 2060 Fabricação de preparados para limpeza.
- 2070 Fabricação de tintas.
- 2080 Fabricação de adubos e fertilizantes.
- 2099 Fabricação de outros produtos químicos.

21 *Indústria de produtos farmacêuticos e veterinários.*

- 2110 Fabricação de produtos farmacêuticos e veterinários.

22 *Indústria de perfumaria, sabões e velas.*

- 2210 Fabricação de produtos de perfumaria.
- 2220 Fabricação de sabões.
- 2230 Fabricação de velas.

23 *Indústria de produtos de matérias plásticas.*

- 2310 Fabricação de laminados plásticos.
- 2320 Fabricação de artigos de material plástico para usos industriais.
- 2330 Fabricação de artigos de material plástico para usos doméstico e pessoal.
- 2340 Fabricação de móveis de material plástico.
- 2350 Fabricação de artigos de material plástico para embalagem.
- 2360 Fabricação de manilhas, canos e tubos.
- 2399 Fabricação de outros artigos de material plástico.

24 *Indústria têxtil.*

- 2410 Beneficiamento de fibras têxteis.
- 2420 Fiação e tecelagem.
- 2430 Malharia e fabricação de tecidos elásticos.
- 2440 Fabricação de artigos de passamanaria.
- 2450 Fabricação de tecidos especiais.
- 2460 Acabamento de fios e tecidos.
- 2499 Fabricação de outros artefatos têxteis.

25 *Indústria de vestuário, calçados e artefatos de tecidos.*

- 2510 Confeção de roupas e agasalhos.
- 2520 Fabricação de chapéus.
- 2530 Fabricação de calçados.
- 2540 Fabricação de acessórios do vestuário.
- 2599 Confeção de outros artefatos de tecidos.

26 *Indústria de produtos alimentares.*

- 2601 Beneficiamento de café e cereais.
- 2602 Moagem de trigo.
- 2603 Torrefação e moagem de café.
- 2609 Beneficiamento e fabricação de produtos alimentares diversos.
- 2610 Refeições conservadas.
- 2620 Abate de animais.
- 2630 Fabricação de conservas de pescado.
- 2640 Fabricação de produtos de laticínios.
- 2651 Fabricação de açúcar.
- 2660 Fabricação de balas e chocolates.
- 2670 Fabricação de produtos de padaria.
- 2680 Fabricação de massas alimentícias e biscoitos.
- 2691 Refino e preparação de óleos e gorduras vegetais.
- 2698 Fabricação de rações e de alimentos para animais.
- 2699 Fabricação de outros produtos alimentares.

27 *Indústria de bebidas.*

- 2710 Fabricação de vinhos.
- 2720 Fabricação de aguardentes.
- 2730 Fabricação de cervejas.
- 2741 Fabricação de bebidas não-alcoólicas.
- 2750 Destilação de álcool.

29 *Indústria editorial e gráfica.*

- 2910 Impressão, edição, edição e impressão de jornais, outros periódicos, livros e manuais.
- 2920 Impressão de material escolar e para usos industrial e comercial.
- 2999 Execução de outros serviços gráficos.

30 *Indústrias diversas.*

- 3000 Fabricação de instrumentos para usos técnicos profissionais.
- 3012 Fabricação de material para usos em medicina.
- 3023 Fabricação de instrumentos e de material ótico.
- 3031 Lapidação de pedras preciosas.
- 3032 Fabricação de artigos de joalheria.
- 3033 Fabricação de artigos de bijuteria.

- 3041 Fabricação de instrumentos musicais.
- 3050 Fabricação de escovas, pincéis e vassouras.
- 3070 Fabricação de brinquedos.
- 3080 Fabricação de artigos de caça e pesca.
- 3099 Fabricação de outros artigos, não-especificados.