EFICIÊNCIA TÉCNICA NA PRODUÇÃO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA DOS SETORES SIDERÚRGICO E DE PLÁSTICOS NO BRASIL

William G. Tyler *

1. Introdução

O conceito de eficiência na produção tem interessado os economistas de há muito, porém os anos recentes têm sido marcados pelo interesse crescente na mensuração da eficiência técnica (Farewell, 1957; Richmond, 1974). Um aspecto central da maioria das análises e mensurações é o conceito de fronteira de produção, ou a melhor combinação possível dos fatores produtivos. A maior parte dos trabalhos empíricos efetuados utiliza-se de dados agregados (Farewell, 1957; Timmer, 1971) ou, quando utiliza dados micro, envolve medidas que não são específicas de nenhuma firma (Richmond, 1974; Lee e Tyler, 1978). Este artigo emprega duas medidas alternativas de eficiência técnica a nível específico da firma com o propósito de analisar a eficiência nas indústrias siderúrgica e de plásticos no Brasil. Em adição às razões de conveniência estatística estas duas indústrias foram selecionadas devido possuírem certa natureza representativa do setor industrial.

O interesse quanto à eficiência técnica e sua importância especial nos países em desenvolvimento encontra-se claramente refletido no conhe-

---

* Professor da Universidade da Flórida. O autor agradece Ragnar Bentzel, Villi Bergstrom, Richard Elnicki, G.S. Maddala, Houston Stokes, Yasushi Toda, e um auxiliar de pesquisa pelos comentários e discussões proveitosos.

cido trabalho de Leibenstein (1966). Embora boa parte da evidência empírica apontada em seu trabalho sobre a ineficiência-X generalizada seja conveniente, esta evidência é bastante curiosa em sua natureza. Este artigo busca propiciar um arcabouço mais sistemático para analisar a ineficiência-X e apresenta algum material empírico para duas indústrias no Brasil.

A medida específica da eficiência técnica a nível de firma é utilizada aqui supondo-a como mais útil para a análise das características da eficiência e suas relações com outras variáveis. Se apenas a eficiência média pode ser computada a partir das mensurações técnicas, a análise comparativa tem sentido apenas na contraposição entre países ou entre indústrias nos casos em que se podem obter estas medidas. Embora tais análises possam trazer alguma luz sobre a estrutura da eficiência e da ineficiência, uma medida específica a nível de firma permite um exame mais detalhado das explicações possíveis para níveis diferentes de eficiência.

Após relatar como se podem obter medidas específicas da eficiência técnica a nível de firma, a questão fundamental que o artigo levanta é quais são as características de níveis relativamente altos (baixos) de eficiência em duas indústrias selecionadas. Em outras palavras, há alguma causa ou relação identificável aparente específica da firma? Basicamente esta é uma questão relacionada à prática de capacidade gerencial. Como tal seria útil examinar as diferenças de eficiência no contexto de características gerenciais, tais como: treinamento, histórico familiar e motivação. Entretanto, posto que tais informações infelizmente não são disponíveis, confina-se a análise da eficiência em termos de características econômicas mais concretas da firma como propriedade, intensidade de capital, tamanho da firma, participação relativa no mercado e rentabilidade .

A questão relativa à propriedade versus eficiência já causou bastante polêmica no Brasil e em outros países em desenvolvimento cuja participação de empresas estrangeiras na economia seja grande. Comumente se afirma, por exemplo, que as empresas estrangeiras são gerenciadas mais eficientemente que as empresas domésticas. Ainda mais, freqüentemente se sublinha que as empresas estatais são menos eficientes que as privadas. A análise desenvolvida neste artigo visa propiciar um modo de examinar a relação entre eficiência técnica e tipo de propriedade. Similarmente, as relações empíricas, se existentes, entre eficiência e intensidade de capital serão examinadas, visto a generalização de assertivas nos países em desenvolvimento sobre sua associação. Do mesmo modo, serão conduzidas análises exploratórias relativamente a tamanho da firma, parcela do mercado, e lucratividade. *A priori,* as expectativas são que as firmas mais eficientes devem ser maiores, mais lucrativas e deter maior parcela do mercado que as firmas menos eficientes.

A seção 2 do artigo discute o conceito de eficiência, fronteira de produção e técnicas de mensuração alternativas. A seção 3 apresenta uma descrição dos dados utilizados junto com os resultados empíricos das duas medidas propostas bem como as explicações tentativas sobre suas relações com outras variáveis econômicas específicas das firmas. Por fim, alguns comentários conclusivos são alinhados na seção 4.

2. Técnicas de Mensuração

Para discutir e medir a eficiência necessita-se de uma especificação mais precisa. Adota-se aqui a interpretação dada por Farrell da eficiência econômica, ou global, como sendo composta de dois componentes distintos e separados: eficiência-técnica e eficiência-preço (Farrell, 1957). Pode-se conceber uma isoquanta da função de produção de fronteira em termos de um espaço insumo-insumo por unidade de produto como a curva-envelope dos pontos observados neste espaço. A ineficiência técnica, então, relaciona-se com a incapacidade de uma firma de produzir nesta isoquanta de fronteira. Como tal, a medida de Farrell da eficiência técnica é a razão entre (1) o produto potencial máximo da firma, isto é, produção na fronteira, dados os valores observados de utilização de fatores para (2) a produção observada da firma. Quanto mais esta razão se aproxime de 1,00 mais próximo se está da máxima eficiência técnica. A medida de Farrell pode ser computada para todas as observações conduzidas a nível de firma. A isoquanta da fronteira de eficiência na realidade é uma combinação linear de pontos eficientes, permitindo que qualquer ponto eficiente não observado seja computado pela resolução de suas equações simultâneas — uma para a fronteira de produção e a outra para o arco da razão insumo-insumo observada[1]

As diferentes taxas de insumo-produto e insumo-insumo das empresas produtivas podem ser explicadas no contexto da teoria da produção neoclássica ao longo de três linhas. (1) Diferenças na eficiência-preço; (2) diferenças de eficiência técnica tal como é indicada pela função de produção, (3) diferenças no ambiente econômico, refletindo diferenças possíveis nos preços dos fatores e do produto das várias firmas. A presença simultânea destas três considerações dificulta sua separação empírica. Lau e Yotopoulos (1971) construíram um método para medir a eficiência econômica relativa através de uma função lucro usada conjuntamente com uma função

---

1 Embora os índices de Farrell apresentados neste artigo tenham sido computados à mão, Boles (1966, 1971) já desenvolveu rotinas de programação eficientes para se computar o índice de Farrell de eficiência técnica.

de produção. Entretanto, visto que os dados sobre o lucro de nosso cadastro de empresas brasileiras não podem ser considerados confiáveis, a análise da função lucro foi excluída. Por outro lado, na ausência da informação sobre o preço dos fatores, a função de produção em si não pode ser usada para examinar a eficiência além da eficiência técnica e a discussão neste artigo ficará centrada sobre a eficiência técnica.

Além de sua simplicidade básica, a metodologia de Farrell possui três atributos importantes. Primeiro, não é necessário especificar uma forma funcional para a função de produção subjacente. Esta é uma grande vantagem já que a especificação de uma forma funcional pode introduzir um viés na medida. Suponha, por exemplo, que tal medida seja obtida baseando-se em uma fronteira estimada da função de produção cuja forma funcional especificada não seja a da "verdadeira" função de produção. Nesse caso, as medidas estimadas podem não ser consistentes. A segunda vantagem do procedimento adotado por Farrell é que observações individuais (isto é, firmas) podem ser computadas. Como se afirmou anteriormente, este aspecto particular é imperativo para os propósitos deste artigo. Terceiro, este procedimento pode ser facilmente generalizável de modo a incluir mais que dois insumos.

Embora tenha várias vantagens, o procedimento de Farrell possui também diversas deficiências importantes. Talvez a mais importante é que é incapaz de abranger retornos de escala não constantes. Assume-se junto com a metodologia de Farrell a existência de retornos constantes de escala[2]. Segundo, a técnica de Farrell é altamente sensível a observações extremas, como as, devido a erros de medida. De fato, apenas as observações extremas são usadas para se estimar a fronteira. Erros de medida são mais prováveis de se apresentarem quando da utilização de dados micro, isto é, informações ao nível da firma, que no caso de utilização de dados agregados onde os erros de firmas individuais possivelmente se anulam. Uma terceira limitação da técnica de Farrell envolve um problema à medida que se aproxima de áreas não-econômicas da função de produção; para essas áreas o índice de eficiência é indefinido.

Para superar as limitações inerentes ao índice de Farrell, Aigner e Chu (1968) e Timmer (1971) elaboraram um método para estimação

---

2 Farrell e Freldhouse se referiram a este problema em um artigo subseqüente (1962) sugerindo segmentação por tamanho. Este método na prática mede fronteiras de funções de produção diferentes para cada grupo de tamanho. Como tal, a questão dos retornos constantes de escala não é tratada diretamente. A função de produção subjacente deve ser válida para todas as escalas de operação.

de uma função de produção de fronteira usando técnicas de programação. O custo de poder incorporar retornos de escala não constantes foi a redução da generalidade da técnica de Farrell através da especificação de uma forma funcional da função de produção. Devido a razões de simplicidade, comparabilidade e credibilidade geral escolheu-se aqui a forma funcional de Cobb-Douglas. A função de produção de Cobb-Douglas a ser estimada pode ser apresentada como:

$$(1)\quad X_i = AK_i^{\alpha}\, L_i^{\beta}$$

onde:

X_i = produto observado para a $i^{\text{ésima}}$ firma

A = uma constante tecnológica

K = capital

L = trabalho

Aplicando logaritmos naturais, a forma estimativa familiar dos mínimos quadrados pode ser escrita como:

$$(2)\quad x_i = a + \alpha K_i + \beta L_i + e_i$$

na qual as letras minúsculas representam ao logs das variáveis indicadas acima. Quando estimada pelo método comum dos mínimos quadrados, a equação (2) representa uma função de produção média. O termo erro é um erro estocástico, mas com a abordagem de Aigner e Chu da fronteira de produção, o termo de distúrbio assume uma complexão diferente. Por hipótese, deve refletir diferenças de eficiência, ao passo que se supõe que os erros de mensuração são negligenciáveis. Colocando-se como restrição que todos os e_i 's sejam positivos, a superfície de produção estimada configura uma fronteira de produção máxima. Assim, seguindo a derivação de Timmer, busca-se estimar a equação (2) com a condição que:

$$(3)\quad \hat{a} + \hat{\alpha} K_i + \beta L_i = \hat{x}_i > x_i$$

Apenas nos casos de firmas eficientes, operando na fronteira, o produto máximo $\hat{x}_i$ é igual ao produto observado x_i. Com a restrição que todos os termos de erro sejam não-positivos, expressa-se (3) como:

$$(4)\quad \hat{a} + \hat{\alpha} K_i + \hat{\beta} L_i - \hat{e}_i = x_i$$

Pode-se forçar a superfície de produção a se ajustar tão próximo quanto possível à fronteira dos pontos observados, minimizando-se quer

a soma dos quadrados dos termos de erro (via programação quadrática) quer a soma linear dos termos de erro (via programação linear). Seguindo este último percurso, o problema de programação, então, é de:

$$\text{minimizar} \quad \sum_{i=1}^{n} \hat{e}_i$$

$$\text{sujeito a} \quad \hat{a} + \hat{\alpha}K_i + \hat{\beta}L_1 > x_i$$

$$\text{e} \quad \hat{a}, \hat{\alpha}, \hat{\beta} = 0$$

Somando a equação (4) para i e resolvendo-a para $\sum_{i=1}^{n} e_i$ obtém-se:

$$(5) \quad \sum_{i=1}^{n} \hat{e}_i = \sum_{i=1}^{n} \hat{a} + \sum_{i=1}^{n} \hat{\alpha}K_i + \sum_{i=1}^{n} \hat{\beta}L_1 - \sum_{i=1}^{n} x_i$$

Posto que para qualquer conjunto particular de dados, o termo $(-\sum_{i=1}^{n} x_i)$ é constante, ele pode ser eliminado. Dividindo (5) por n, o número de firmas observado, obtém-se o objeto a ser minimizado. O problema de programação linear, então, pode ser escrito como:

$$\text{minimizar} \quad \hat{a} + \hat{\alpha}\bar{K} + \hat{\beta}\,\bar{L}$$

$$\text{sujeito a} \quad \hat{a}\,(\bar{L})_1 + \hat{\alpha}K_1 + \hat{\beta}L_i \geqslant x_1$$

$$a(L)_n + \hat{\alpha}\,K_n + \hat{\beta}L_n \geqslant x_n$$

$$\text{e} \quad a, \hat{\alpha}, \hat{\beta} \geqslant 0$$

Uma vez que os parâmetros a, $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$ tenham sido estimados por esse método, seus valores podem ser usados para computar o produto potencial máximo X_i para cada uma das combinações de K_i e L_i observadas. Através da comparação entre o produto observado X_i com o produto de uso eficiente de insumos $\hat{X}_i$, pode-se obter um índice. Assim, o índice de eficiência técnica derivada da fronteira de Cobb-Douglas não-esto-

cástica é $X_i / \hat{X}_i$. Computável para cada firma, pode-se também escrevê-lo como[3]:

$$e^{\hat{\epsilon}_i} = \frac{X_i}{\hat{X}_i} = \frac{X_i}{AK_i^{\hat{\alpha}} L_i^{\hat{\beta}}}$$

Ao se comparar as abordagens similares de programação quadrática ou linear para estimar a fronteira de produção, não é claro *a priori* qual é melhor[4]. Já que a função critério sob a abordagem da programação linear é menos influenciada por valores extremos, o processo de estimação linear pode ser superior à estimação através da programação quadrática. Por outro lado, a programação é conveniente no caso de estimação de um modelo de equações simultâneas. O resultado de qualquer dos dois procedimentos, conforme sugestão de Aigner e Chu, é a estimação da função envelope que, de fato, é uma função de produção Cobb-Douglas não-estocástica de fronteira. Uma vez que não se usou nesta pesquisa nenhum modelo de equações simultâneas, a abordagem da programação linear foi escolhida para a análise empírica efetuada neste estudo.

A maior dificuldade com a abordagem via programação para fins de estimação da fronteira de produção é que, como a técnica de Farrell, ambas

---

3 Este índice de eficiência difere do desenvolvido e usado por Timmer (1971). Ele evidentemente usou a razão $x_i/\hat{x}_i$, isto é, a razão entre os logaritmos do produto observado e produto de uso eficiente de insumos, respectivamente. Porém, uma vez que qualquer medida de eficiência técnica deve refletir a produção efetiva em relação à potencial, em termos absolutos, esta medida parece ser mais significativa. Por exemplo, considere uma firma que, dado seu uso de fatores, deveria produzir 100 unidades de produto na fronteira mas na realidade produz apenas 80. O índice aqui apresentado apontaria 0,8 mas o índice de Timmer é 0,952. A medida de Timmer $x_i/\hat{x}_i$ será sempre mais alta que esta apresentada aqui a menos que a firma esteja produzindo na fronteira. A ordem de classificação, entretanto, não se modifica em qualquer dos dois índices. Uma vez que a preocupação de Timmer centrava-se na eficiência *relativa,* suas conclusões não parecem ter sido afetadas pelo uso de $x_i/\hat{x}_i$.

4 Um artigo recente de Schmidt (1976) generalizou as técnicas de programação de Aigner-Chu, mostrando as condições em que podem ser consideradas como uma abordagem de máxima verossimilhança. Se o termo erro da eficiência possui uma distribuição exponencial a solução com programação linear é idêntica à de máxima verossimilhança. Por outro lado, se tem distribuição meio-normal, a solução de programação quadrática é uma estimativa de máxima verossimilhança. Não há razão *a priori* para acreditar que qualquer hipótese sobre essa distribuição é mais ou menos própria para os dados enfocados neste estudo.

são altamente sensíveis a observações extremas. Todos os distúrbios individuais são restringidos a serem não positivos e não se prevê nenhum termo para se encarregar dos distúrbios estocásticos. A falha em se prever um modo de se lidar com distúrbios estocásticos parece bastante séria quando se trabalha com dados micro, nos quais a possibilidade de erros sérios de mensuração é maior. A eliminação de certa percentagem das observações totais, algo como 2 por cento conforme sugestão de Timmer (1971), objetiva levar em conta a possibilidade de existência de erros de medida influindo nas estimativas. Tal procedimento de seleção, entretanto, é puramente arbitrário e não possui base na teoria estatística. Adicionalmente a eliminação de observações supõe a existência de um grande número de dados. É muito incerto o que fazer com tal regra quando se dispõe de algo em torno de 20 observações aproximadamente.

O problema da separação entre um erro estocástico de mensuração e o termo erro da eficiência foi contornado em bases conceituais com o desenvolvimento de um modelo de função de produção de fronteira estocástica. Aigner, Lowell e Schmidt (1977), a partir de aqui abreviados para ALS, foram os pioneiros no desenvolvimento deste conceito que divide o termo de distúrbio em dois componentes — um distúrbio estocástico e um distúrbio unilateral de eficiência. Os resultados empíricos de ALS com este modelo sugerem que o distúrbio de eficiência é relativamente pouco importante para fins de se levar em consideração as variações na produtividade fatorial total. Se os resultados de ALS são representativos, os estimadores da função de produção de fronteira estocástica pouco adicionam ao modelo de produção estimado via mínimos quadrados. Além disso, implicam também que os estimadores via programação da fronteira, vista como não-estocástica, possivelmente levam a resultados não-desejados. Tal visão pessimista, entretanto, não é líquida e certa. Os resultados empíricos de ALS se basearam na utilização de dados agregados. Trabalhos mais recentes, seguindo linhas similares, porém com a utilização de dados micro, como os que se empregam neste estudo, têm demonstrado que o distúrbio da eficiência pode ser substantivo e significativo (exemplo, Meeusen e Vanden Broeck, 1977; Lee e Tyler, 1978; Tyler e Lee 1978). Posto que a abordagem da função de produção de fronteira estocástica não possibilita obter uma medida da eficiência técnica a nível específico da firma com estimações de "cross-section" infelizmente não se pode empregá-la neste estudo.

3. Resultados Empíricos

Antes de discutir os resultados empíricos examinam-se a seguir os dados utilizados. Os dados foram compilados para firmas individuais

no Brasil no ano de 1971 conforme publicados pela Revista Visão[5]. Embora a amostra não seja exaustiva, as principais empresas para as indústrias siderúrgica e de plásticos estão representadas. A não inclusão das firmas pequenas dilui a dicotomia entre firmas modernas versus tradicionais existentes na economia industrial dual do Brasil já que a amostra se concentra nas empresas maiores e mais modernas e conseqüentemente diminui a heterogeneidade de produtos em ambas as indústrias. Foram compilados dados sobre o capital social, número de empregados, e vendas totais baseando-se nos relatórios e demonstrativos financeiros enviados pelas corporações. Dados completos para 16 firmas da indústria de plásticos e 22 siderúrgicas foram obtidos. Tanto a indústria siderúrgica quanto a de plásticos cresceram muito rapidamente via políticas de substituição de importações e ambas podem ser consideradas representativas do dinamismo da economia industrial do Brasil.

A variável capital é uma variável-estoque que envolve o valor monetário do capital fixo físico da empresa, ajustado à inflação através da aplicação de índices de correção monetária conforme as disposições das leis fiscais brasileiras. Devido às altas taxas inflacionárias do Brasil, o valor histórico de registro contábil do estoque de capital perde significação enquanto medida de valor. A medida descrita anteriormente deve representar, em termos ideais, o valor de mercado de estoque de capital porém provavelmente não o faz devido à utilização de esquemas de depreciação acelerada que têm o efeito de subestimar o valor real do estoque de capital[6]. Uma hipótese implícita é que as regras de contabilidade referentes à depreciação afetam todas as firmas por igual. Escolheu-se omitir os estoques de insumos da medida do capital por conveniência estatística e também porque se está tentando medir o capital físico realmente empregado no processo produtivo. Ainda nesse sentido, baseando-se em uma amostra aleatória de balanço das empresas, verificou-se que em 1971,

---

5 Quem é Quem na Economia Brasileira, *"Visão"*, Edição Especial, Vol. 41, nº 4, (28 de agosto de 1972), p. 163-580.

6 A existência de capacidade ociosa potencial afetaria as estimativas de eficiência técnica. Infelizmente, medidas específicas a nível das empresas quanto à utilização da capacidade instalada não estavam disponíveis a fim de permitir os ajustes necessários. Entretanto, deve-se notar que 1971 foi um ano de rápida expansão industrial, e não se acredita que tenha havido capacidade ociosa de nível significativo naquele ano quer nas siderúrgicas quer na indústria de plásticos. Adicionalmente, devido às condições da demanda, as firmas desses setores tinham incentivos econômicos significativos para utilizar a capacidade produtiva tão logo estas se materializavam com a maturação dos investimentos. Isto, entretanto, não significa que, posto a dimensão do investimento, todas as firmas tenham sido necessariamente bem sucedidas na utilização plena dos incrementos a seus estoques de capital físico.

além de ser relativamente pequeno em comparação com os ativos de capital fixo, os estoques de insumos das firmas não sofreram nem depleção nem acumulação real significativas.

Por outro lado, os serviços do trabalho são mensuráveis pelo número total de trabalhadores ocupados por ano. Embora fosse preferível considerar apenas os empregados com a produção esta informação não estava disponível. O procedimento adotado pode ser justificado posto que uma firma moderna necessariamente requer trabalhadores fora da produção para suas operações e a medida da eficiência da firma deve-se relacionar com o modo como estes trabalhadores estão relacionados com as vendas e a produção.

O maior problema de mensuração está ligado à medida do produto. Infelizmente, informações quanto ao valor adicionado não estavam disponíveis nas folhas de balanço, foi necessário usar o valor das vendas como uma proxy da produção. Uma vez que, como se indicou anteriormente, os estoque operativos praticamente não se alteraram, de modo visível, as vendas se constituem em medida razoável do produto total das empresas. Mesmo assim, ainda resta o problema de uma variável omitida quando da análise do comportamento da produção devido à falha em se considerar os insumos intermediários. A utilização de dados sobre o valor adicionado, se disponíveis, teria evitado esta dificuldade. Entretanto, viu-se forçado a supor implicitamente que a razão do valor adicionado ao produto total é uma variável aleatória distribuída sobre a população de firmas[7] Se não o for, as diferenças de medida da ineficiência podem simplesmente refletir diferenças na extensão da integração vertical dos processos industriais dentro das firmas.

Para se desenvolver os índices de eficiência técnica baseando-se nas fronteiras de produção não-estocásticas, é necessário estimar a função de produção de fronteira de acordo com os procedimentos explicados na seção precedente. As estimativas inter-firmas da função de produção de Cobb-Douglas não-estocástica de fronteira para as indústrias siderúrgica e de plásticos do Brasil são apresentadas na Tabela 1, tendo sido estimadas pela programação linear. A magnitude dos coeficientes são "razoáveis" no sentido de que satisfazem expectativas *a priori*.

---

7 Em trabalho recente de co-autoria (Tyler e Lee, 1978), há algumas evidências empíricas de apoio a esta hipótese. O estudo, empregando dados para firmas industriais da Colômbia, encontrou poucas diferenças, além das do termo de intercepto, entre funções de produção estimadas alternativamente com dados de produto total e de valor adicionado.

Estimou-se também, para propósito de comparação, os coeficientes da função de produção de Cobb-Douglas média[8]. Como se pode observar na Tabela 1, obteve-se um bom ajuste com a aproximação dos mínimos quadrados tanto para a indústria siderúrgica quanto para a de plásticos. O R^2 ajustado de ambas foi 0,81. Os coeficientes estimados foram signifi-

TABELA 1

Comparação das Estimações das Funções de Produção de Cobb-Douglas de Fronteira não-estocástica e média para as Indústrias Brasileiras de Plásticos e Siderúrgica

Estimador	Nº de Firmas	a	α	β	R^{-2}
PLÁSTICOS					
Mínimos Quadrados	16	0,762	0,744 (5,185)	0,405 (3,616)	0,81
Program. Linear	16	3,883	0,586		—
SIDERÚRGICA					
Mínimos Quadrados	22	3,174	0,090 (1,079)	0,971 (6,379)	0,81
Program. Linear	22	5,002	0,228	0,607	—

NOTA: Os valores da estatística t para as estimações via mínimos quadrados estão apresentados entre parênteses abaixo dos coeficientes da regressão.

FONTE: Elaboração do autor.

N.T. Função de Produção de Fronteira não estocástica foi estimada via programação linear. Função média estimada via mínimos quadrados.

8 A forma funcional de Cobb-Douglas não é a única forma que se poderia empregar para a estimação empírica da função de produção. Tanto a forma mais geral de elasticidade de subst. constante (CES) e a forma translog. foram estimadas para ambas as indústrias via mínimos quadrados. Nenhuma destas formas funcionais trazem qualquer vantagem sobre a função de Cobb-Douglas, sugerindo que a especificação de Cobb-Douglas não pode ser rejeitada como a forma funcional mais apropriada. Para uma discussão do procedimento e formas de estimação utilizadas veja Griliches e Ringstad (1971, p. 7-11).

cantes no nível de 5% exceto no caso da elasticidade do produto com relação ao capital para a indústria siderúrgica. Além disso, também com o estimador via programação linear, os coeficientes possuem magnitudes razoáveis.

Comparando-se a estimação via mínimos quadrados com a programação linear podem-se sublinhar duas conclusões para as indústrias observadas. Primeiro, conforme esperado, o intercepto para a fronteira é maior que para a função média. Descontando-se variações maiores nas elasticidades do produto, isto indica apenas que as firmas na fronteira são mais eficientes tecnicamente que aquelas firmas fora da fronteira. Segundo, em ambas as indústrias, a elasticidade do produto com relação ao trabalho é menor na função de fronteira que na função média. Deste modo, dada a especificação de Cobb-Douglas, as firmas que operam na fronteria tendem a ser menos intensivas de trabalho que outras firmas. Entretanto, não se pode concluir o inverso com relação ao capital. Para as siderúrgicas, a estimação via mínimos quadrados para α não foi significativa estatisticamente, e para os plásticos α mostrou uma queda quando estimado via programação linear em que pese que este declínio observado não tenha sido proporcionalmente tão grande quanto o aparente para β.

É impossível tirar qualquer conclusão das comparações entre os mínimos quadrados e a programação linear relativas a retornos de escala. Embora a soma dos coeficientes estimados caia em ambas as indústrias quando se faz a aproximação via programação linear, a significância estatística desta redução da soma dos coeficientes não está definida adequadamente, tornando assim qualquer comparação sem significado[9]. Além disso, se esta diferença fosse, de fato, significativa, poderia simplesmente refletir a eliminação de algum grau de viés de gerência a partir da estimação pelos mínimos quadrados.

Calculou-se no estudo tanto o índice de Farrell de eficiência técnica quanto o índice obtido a partir da função de produção de fronteira não-estocástica (abreviado no que se segue para FPFNE) conforme explicações apresentadas na seção 2. Os resultados desses cáculos estão apresentados na Tabela 2[10]. Mantendo-se as qualificações empíricas em mente, a aná-

---

9 **Um teste linear para a hipótese nula de $\alpha+\beta = 1$ pode ser efetuado com o estimador de mínimos quadrados. Em ambas as indústrias a hipótese nula não pode ser rejeitada.**

10 **Diagramas de Farrell de isoquantas de unidades de produto para as indústrias de plásticos e siderúrgica são apresentados no Apêndice 1 e 2. Para fins de comparação, a isoquanta de unidade de produto da Função de Cobb-Douglas média estimada pelos mínimos quadrados também está desenhada no gráfico sendo que para tanto a função de produção foi restrita de modo a apresentar retornos constantes de escala.**

TABELA 2A

Índices de Eficiência de cada Firma para os Setores Industriais Siderúrgico e de Plásticos no Brasil

PLÁSTICOS

Nº de Firmas	Propriedade: Internacional (I) Doméstica (D)	Índice de Eficiência de Farrell	Índice de Eficiência Baseado na Função de produção de Fronteira não estocástica estimada via programação linear (FPFNE)
1	I	1,00	1,00
2	D	0,69	0,64
3	I	0,98	0,73
4	I	0,75	0,59
5	D	0,80	0,58
6	I	0,51	0,30
7	D	0,34	0,26
8	D	0,75	0,55
9	D	1,00	0,61
10	D	0,49	0,37
11	D	0,40	0,35
12	D	0,71	0,40
13	I	0,35	0,27
14	D	0,56	0,35
15	D	0,43	0,25
16	D	0,70	0,48
MÉDIAS: Todas 16 firmas		0,65	0,48
Firmas Intern.		0,72	0,58

TABELA 2B

Índices de Eficiência de cada Firma para os Setores Industriais Siderúrgico e de Plásticos no Brasil

SIDERÚRGICAS

Nº de Firmas	Propriedade: Internacional (I) Doméstica (D) Estatal (E)	Índice de Eficiência de Farrell	Índice de Eficiência Baseado na FPFNE (programa linear)
1	E	0,58	0,61
2	E	0,55	0,83
3	E	1,00	1,00
4	I	0,61	0,92
5	E	0,20	0,29
6	I	0,45	0,73
7	I	0,72	0,63
8	E	0,09	0,07
9	I	0,57	0,71
10	I	0,72	0,64
11	D	0,70	0,84
12	D	0,49	0,53
13	D	0,32	0,31
14	D	1,00	1,00
15	D	0,39	0,39
16	I	0,37	0,42
17	D	0,37	0,37
18	D	0,38	0,46
19	D	0,55	0,61
20	D	0,86	0,87
21	D	0,54	0,48
22	I	1,00	1,00
MÉDIAS: — Todas 22 Firmas		0,57	0,62
Firmas Internacionais		0,64	0,72
Firmas Estatais		0,48	0,56

NOTA: o nível extraordinariamente baixo de eficiência apurado para a firma nº 8 do setor siderúrgico tornou necessário algumas investigações adicionais: apurou-se que esta firma em 1971 estava implantando um vasto programa de expansão que havia resultado em um estoque de capital bastante ampliado porém pouco ocupado.

FONTE: Cálculos do autor conforme explicações do texto.

lise sugere que existe eficiência generalizada em ambas as indústrias[11]. Isto pode ser considerado como evidência de ineficiência-X substancial. Para a indústria de plásticos, as médias não-ponderadas para todas as firmas dos dois índices foram, respectivamente, 0,65 e 0,48. Das dezesseis firmas observadas nessa indústria, o índice de Farrell colocou 50% delas como estando operando em níveis de eficiência técnica que produzem menos que 70 por cento do possível na fronteira. Quando o índice da FPFNE é aplicado à indústria de plásticos aponta-se que cerca de 75% das firmas estavam operando em níveis de eficiência que produziam menos que 60% do produto potencial na fronteira.

Para a indústria siderúrgica brasileira, os níveis medidos de eficiência técnica também são bastante baixos. As médias para todas as firmas desse setor com os índices de Farrell e FPFNE foram, respectivamente, 0,57 e 0,62. Do mesmo modo que na indústria de plásticos, as variâncias em torno destas médias são bastante altas. As firmas podem, evidentemente, operar em ambas as indústrias com altos níveis de ineficiência-X. As forças de mercado não parecem penalizar a ineficiência mesmo substancial. Ambas as indústrias gozam de elevados níveis de proteção efetiva (Tyler, 1976) e 1971 foi um período de rápida expansão industrial e excesso de demanda, especialmente na indústria siderúrgica.

A comparação empírica entre as estimativas dos índices de Farrell e da FPFNE relativos à indústria siderúrgica e de plásticos no Brasil revela grande similaridade entre ambos. As estimativas específicas por firmas do índice de Farrell relativamente aos plásticos são ligeiramente maiores que as de FPFNE, mas isso não parece ocorrer com a indústria siderúrgica. A correlação simples e os coeficientes de correção serial de Spearman entre os dois índices são apresentados na Tabela 3. Conforme se observa, há poucas diferenças empíricas entre os dois índices relativamente a esses dois conjuntos de dados. Devido à similaridade básica, o índice de FPFNE é empregado na análise que se segue.

Os elevados níveis de ineficiência técnica relativa estimados colocam a possibilidade de um crescimento substancial de produção, vez por todas, se os níveis de ineficiência-X fossem reduzidos. Pelos índices da FPFNE, um crescimento da eficiência das firmas de modo que nenhuma produzisse menos que 70% do produto potencial na fronteira

---

11 Estas estimativas que demonstram insuficiências técnicas substanciais são comparáveis e consistentes com as de Meller (1976) para a indústria chilena. As estimativas de Meller do índice de Farrell com dados do censo chileno de 1967 também apresentam indicações de baixos níveis médios de eficiência técnica por parte das empresas industriais chilenas.

TABELA 3

Coeficientes de Correlação Simples e de Correlação Serial de Spearman entre os Índices de Farrell e da FPFNE quanto à Eficiência Técnica para as Indústrias Brasileiras de Plástico e Siderúrgica

	Plásticos	Siderúrgicos
r_S (índice de Farrell e FPFNE)	0,87	0,90
r (índices de Farrell e FPFNE)	0,81	0,90

FONTE: computações do autor a partir dos dados da Tabela 2.

resultaria em crescimentos na produção total das indústrias de plástico e siderúrgica da ordem de 44 e 12% respectivamente. Estas taxas representam incremento considerável, mesmo para um objetivo tão modesto.

A possibilidade de tornar efetivo semelhante crescimento na produção através da redução da ineficiência-X deveria estar presente entre as metas da política econômica. Os determinantes dos níveis de eficiência relativa deveriam, deste modo, se constituir em um ponto de atenção e análise. Embora este artigo não ofereça nenhum exame teórico da eficiência relativa algumas relações empíricas básicas podem ser exploradas baseando-se nas informações específicas das firmas desenvolvidas para as indústrias de plásticos e siderúrgica no Brasil.

A questão referente à eficiência relativa de firmas estrangeiras, vis à vis empresas estatais nos países em desenvolvimento, já foi debatida quer em tons acadêmicos quer em conotações polemistas. Freqüentemente é sugerido que as firmas estrangeiras apresentam eficiência posto que possuem melhor aparato gerencial e mais fácil acesso à tecnologia estrangeira. Por sua vez, as empresas públicas são freqüentemente apresentadas como ineficientes devido à falta de disciplina de mercado e interferências governamentais nas práticas e recrutamento gerencial. Os dados coletados permitem testar a hipótese nula que não há diferenças significativas na eficiência técnica relativa entre firmas estatais privadas domésticas e internacionais nas indústrias de plásticos e siderúrgica.

Remetendo-se à Tabela 2, observa-se que os índices médios de eficiência técnica das firmas estrangeiras tanto na indústria de plásticos quanto na siderúrgica são maiores que a média geral, sugerindo maior eficiência portanto. Embora não haja firmas estatais no setor de plásticos as empresas governamentais são de grande importância no setor siderúrgico. Em 1971, estas firmas foram responsáveis por 54% da produção total de aço. O índice médio de eficiência destas firmas foi um pouco menor que o índice médio total. A comparação dos índices entretanto é problemática posto que a variância observada entre os índices de firmas diferentes é substantiva.

A fim de testar a significância estatística das diferenças entre as médias, empregou-se o equivalente de uma análise de variância. Os resultados, expressos baixo a forma de regressão dos índices de eficiência com variáveis dummy para firmas estatais e internacionais, estão apresentados nas Equações 1 e 5 na Tabela 4. A hipótese nula da não existência de diferenças significativas na eficiência técnica por tipo de proprietário não pode ser rejeitada. Firmas estrangeiras não parecem ser significativamente mais eficientes que as nacionais, sejam privadas sejam estatais. Não se pode, assim, concluir que haja diferenças estatísticas significativas na eficiência técnica por categoria de proprietário[12]. Se existente, a relação entre eficiência e propriedade é mais complicada que uma simples relação entre duas variáveis.

Embora a medida de eficiência desenvolvida aqui incorpore apenas a noção de eficiência técnica, é razoável esperar que haja uma correlação positiva entre a eficiência técnica e lucratividade. As firmas que operam com níveis elevados de eficiência técnica relativa se aproveitam, *ceteris paribus*, de vantagens de custos vis à vis as firmas menos eficientes. Além disso, as firmas mais eficientes tecnicamente apresentam melhores possibilidades de serem preço-eficientes, isso posto que os administradores que são melhores sucedidos em produzir sobre ou próximo da fronteira de produção provavelmente também o serão no emprego de fatores produtivos segundo critérios de maximização de lucro. As características de uma boa gerência não podem ser separadas facilmente entre eficiência técnica ou de preços.

Taxas de lucro para cada firma foram calculadas como a razão entre lucros brutos sobre o ativo total. Os resultados obtidos com a regressão

---

12 Em outro estudo, e empregando uma metodologia inteiramente diferente, Dantas obteve as mesmas conclusões. Veja, Antonio Dantas, "Desempenho Econômico e Tecnológico das Empresas Brasileiras e Multinacionais: 1970-1974", *Estudos Econômicos*, vol. 7, nº 1 (1977), p. 73-88.

TABELA 4

Regressões Inter-Firmas do Índice de Eficiência Técnica FPFNE com Diversas Variáveis Econômicas para as Indústrias Siderúrgicas e de Plásticos do Brasil

	Constante	Dummy para Empresas Estrangeiras	Dummy para Empresas Estatais	Taxa de Lucro	Participação no Mercado	Log. para Vendas	R^2
Plásticos							
n = 16							
(1)	439	138 (1.274)	–	–	–	–	104
(2)	439	–	–	277 (555)	–	–	022
(3)	315	–	–	–	2.937 (6.308)	–	740
(4)	-1.550	–	–	–	–	195	687
Siderúrgicas							
n = 22							
(5)	586	136 (1.104)	- 026 (- 179)	–	–	–	072
(6)	421	–	–	1.606 (3.116)	–	–	329
(7)	535	–	–	–	1.986 (2.249)	–	202
(8)	– 786	–	–	–	–	123 (3.537)	385

NOTA: Os Valores da estatística t aparecem entre parênteses abaixo dos coeficientes de regressão.
FONTE: Elaboração do autor.

dos índices técnicos e taxas de lucros foram algo desanimadores. Como se pode ver na Equação (2) da Tabela 4, não se observou nenhuma relação significativa entre as duas variáveis nas indústrias de plásticos. Para as siderúrgicas, no entanto, a relação obtida é conforme a esperada. A Equação (6) apresenta evidência da existência de uma forte relação positiva entre a eficiência técnica e lucratividade[13].

É de se esperar que, ao longo do tempo, as firmas mais eficientes e mais lucrativas aumentem suas participações relativas no mercado. Por outro lado, as firmas que já atingiram uma posição de mercado dominante, livres, devido sua predominância, da elevada pressão da competição, podem vir a relaxar, prestar menos atenção na minimização dos custos e assim se tornar menos eficientes tecnologicamente. A fim de examinar a relação possível entre a eficiência técnica e participação no mercado[14], empregou-se a técnica das regressões e os resultados básicos estão apresentados nas Equações (3) e (7) na Tabela 4[15] No caso de ambos os setores em foco a relação básica entre as duas variáveis foi positiva e significativa. As firmas mais eficientes tendem a possuir parcelas maiores do mercado que as menos eficientes. O que não é possível responder com esta análise é se essas firmas se tornaram maiores em parte devido a uma eficiência técnica elevada no passado.

A associação positiva da eficiência técnica com o tamanho também pode ser vista nas Equações (4) e (8) na Tabela 4. *Ceteris paribus* as firmas maiores em ambas indústrias tendem a estar mais próximas da fronteira da eficiência que as pequenas.

---

13 **Uma advertência necessária sobre a análise empírica envolvendo a taxa de lucro calculada é que os dados sobre os lucros não são totalmente confiáveis, posto que várias firmas tendem a subdeclarar seus lucros no Brasil. Por exemplo, é prática corrente entre as firmas estrangeiras, face às restrições para remessas de lucros, remetê-los via super-faturamento das importações.**

14 **A variável participação relativa no mercado foi calculada como:** $X_i / \sum_{i=1}^{n} X_i$

15 **A análise de regressões múltiplas da eficiência técnica com as outras variáveis discutidas no artigo foi empreendida porém os resultados não são representados aqui pois as relações observadas demonstraram ser fracas e pouco informativas no geral. Algumas investigações exploratórias segundo linhas similares também foram empreendidas buscando explicar a variância das taxas de lucro por firma. Estas tentativas tampouco foram conclusivas. Entretanto, é interessante notar que não parece existir nenhuma relação estatística entre as taxas de lucro calculadas e as participações no mercado para ambos os setores industriais enfocados.**

A questão perturbadora e não resolvida neste aspecto é se a maior proximidade da fronteira de eficiência das firmas maiores reflete considerações válidas sobre a eficiência, um problema de especificação ou um erro estocástico de medida. A possibilidade de erro de especificação em parte é mitigado pelas evidências com o índice de eficiência de Farrell. Os índices de eficiência de Farrell, que não dependem da especificação da forma funcional da função de produção, também se associaram positivamente com o tamanho da firma e participação no mercado. Um erro de medida para as firmas menores, representando um eficiente ponto "forasteiro" (ou à parte do lote principal), pode ter o efeito de introduzir um viés na estimação da função de produção de fronteira e do índice de eficiência associado da FPFNE. Infelizmente não há modo de se evitar esse problema com uma análise de "cross-section" de firmas e que ao mesmo tempo permita utilizar dados específicos ao nível de firma para medir a eficiência técnica.

4. Comentários Conclusivos

Este artigo buscou empregar medidas específicas a nível de firmas da eficiência técnica para um exame empírico dos setores siderúrgico e de plásticos do Brasil. É claro que as hipóteses subjacentes às duas medidas utilizadas — o índice de Farrell e o índice desenvolvido a partir do conceito da função de produção de fronteira não estocástica tipo Cobb-Douglas — são bastante diferentes e devem ser consideradas seriamente em qualquer estudo significativo da eficiência técnica. Não obstante as estimativas empíricas usando estes dois procedimentos dissimilares para o setor siderúrgico e de plásticos no Brasil, apresentam similaridades consideráveis. Embora seja necessário fazer certas qualificações para os erros de medida e quanto aos dados utilizados para se poder interpretar os resultados empíricos, os níveis estimados de ineficiência técnica ou ineficiência-X parecem ser substanciais.

Se nossos cálculos forem razoavelmente acurados e representativos, esta elevada ineficiência-X tem implicações importantes tanto teoricamente quanto em termos de formulação de políticas. Ganhos substanciais de produção podem ser obtidos pelo aumento da eficiência técnica das firmas operando a baixos níveis de eficiência via à vis firmas melhores posicionadas. Na extensão em que a ineficiência-X resulte da falta de disciplina de mercado e altas taxas de proteção efetiva, um aumento na competição resultaria em ganhos na eficiência. Além disso, se as pequenas firmas tendem a ser menos eficientes, como as estimações aqui apontadas sugerem, talvez se pudessem tomar medidas diretas pelo governo no interesse da competição a fim de melhorar os níveis de eficiência das peque-

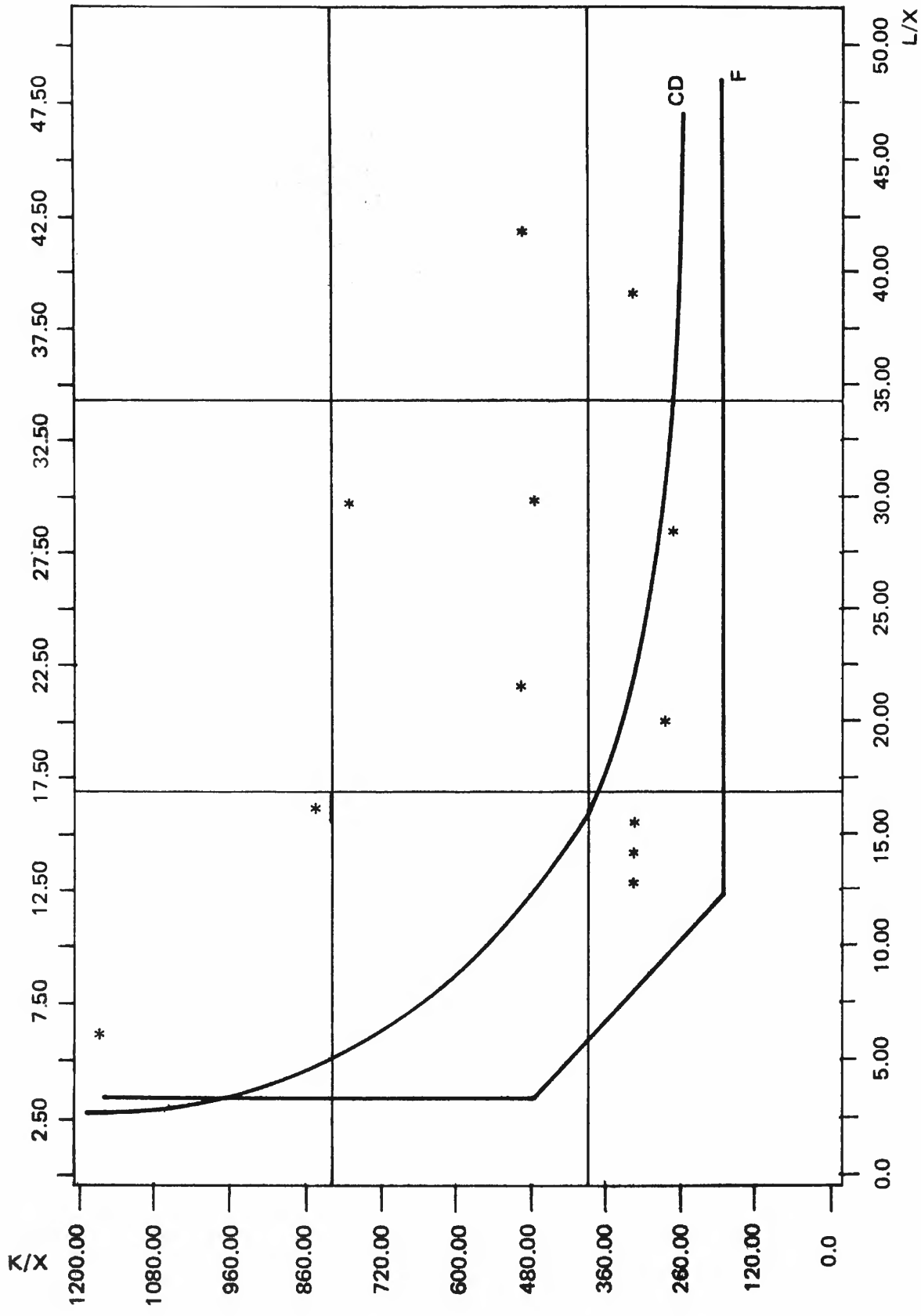
nas empresas. Para que a formulação de políticas objetivando a redução da ineficiência-X possa ser feita adequadamente é necessário se chegar a uma melhor compreensão das causas e natureza do problema. Nesse aspecto seria de todo útil desenvolver modelos mais explícitos de comportamento econômico relativos à eficiência.

Resumo

Este artigo estima índices de eficiência técnica específicos a nível de firmas para os setores siderúrgico e de plásticos no Brasil. Utilizam-se dois índices diferentes para as estimações empíricas – o índice de Farrell e um índice desenvolvido através da abordagem da programação linear de uma função de produção de fronteira não estocástica especificada na forma funcional de Cobb-Douglas. Os resultados apontam a existência de elevada ineficiência técnica relativa. Em ambos os setores apenas uma pequena proporção de todas as firmas observadas estava produzindo a níveis acima de 80% da produção tecnicamente possível na fronteira estimada. A eficiência relativa nos dois setores vis à vis a estrutura de propriedade (estrangeira ou estatal) não pareceu ser significativa, porém os testes sugeriram efetivamente uma tendência para que as firmas maiores e detentoras de maiores parcelas do mercado se situassem mais próximas da fronteira que as pequenas empresas.

APÊNDICE 1

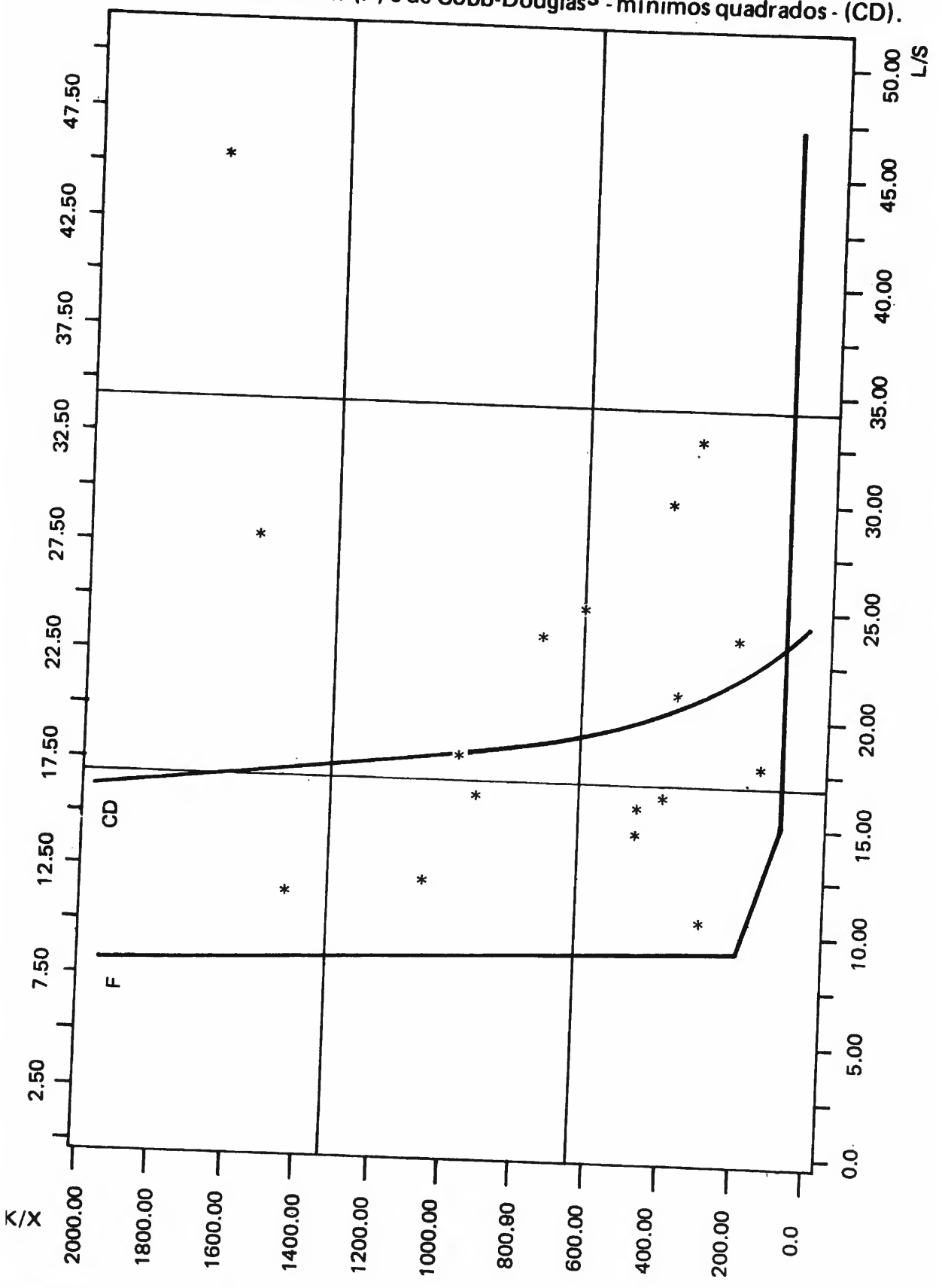
Plásticos: Diagrama de isoquantas de unidade de produção da fronteira de Farrell (F) e de Cobb-Douglas[3] - mínimos quadrados - (CD).



NOTAS:
1) Razão K/L é apresentada aqui multiplicada por 1000.
2) Razão L/X é apresentada como a razão de empregados-ano por produto em Cr$ 1.000,000,00.
3) A função de produção de Cobb-Douglas estimada via mínimos quadrados foi estimada com retornos constantes [illegible] foi restringido à unidade.

APÊNDICE 2

Siderúrgicas: Diagrama de isoquantas de unidade de produção da fronteira de Farrell (F) e de Cobb-Douglas[3] - mínimos quadrados - (CD).



NOTAS: 1) Razão K/L é apresentada aqui multiplicada por 1000.
2) Razão L/X é apresentada como a razão de empregados-ano por produto em Cr$ 1.000.000,00.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AFRAIT S.N., "Efficiency Estimation of Production Functions" **International Economic Review**, Vol. 13, nº 3 (outubro 1972), p. 568-598.

AIGNER, D.J., and S.E. Chu, "On Estimating the Industry Production" **American Economic Review**, Vol. 84, nº 4 (setembro 1968), p. 826-839.

AIGNER, D.J., C.A.K. Lovell, and P. Schmidt, "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models" **Journal of Econometrics**, Vol. 6 (1977), p. 21-37

BAER, W., **The Development of the Brazilian Steel Industry** (Nashville Tennessee: Valderbilt University Press, 1969).

BOLES, J.N., "Efficiency Squared-Efficient Computation of Efficiency Indexes" **Proceedings of the 1966 Meetings of the Western Farm Economics Association**, (Pullman, Washington: Washington State University, 1967), p. 137-142.

FARRELL, M.J., "The Measurement of Productive Efficiency", **Journal of the Royal Statistical Society**, Série A, Vol. 120, Parte III (1957), p. 253-290.

FARRELL, M. J., and Fieldhouse, "Estimating Efficient Production Functions Under Increasing Returns to Scale", **Journal of Royal Statistical Society** Série A, Vol. 125, Parte II (1962), p. 252-267.

GRILICHES, A. and V. Ringstad, **Economics of Scale and the Form of the Production Function**, (Amsterdam: North-Holland, 1971).

LAU, L.J., and P.A. Yotopoulos, "A Test for Relative Efficiency and Application to Indian Agriculture" **American Economic Review**, Vol. 61, nº 1, (março 1971), p. 94-109.

LEE, L.F., and W.C. Tyler, "The Stochastic Frontier Production Function and Average Efficiency: An Empirical Analysis" **Journal of Economics**, Vol. 7, nº 2 (julho 1978).

LEIBENSTEIN, H. "Allocative Efficiency vs. 'X-ineficiency' ", **American Economic Review**, Vol. 46, nº 3 (junho 1966), p. 392-415.

MELLER, P., "Allocative Frontiers for Industrial Establishments of Different Sizes" **Explorations in Economic Research**, Vol. 3, nº 3 (Verão 1976), p. 379-407.

MEEUSEN, W., and van den Broeck, J., "Efficiency Estimation for Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error", **International Economic Review**, Vol. 18, nº 2 (junho 1977), p. 435-444.

RICHMOND, J., "Estimating the Efficiency of Production", **International Economic Review**, Vol. 15, nº 2 (junho 1974), p. 515-521.

SCHMIDT, P., "On the Statistical Estimation of Parametric Frontier Production Functions" **Review of Economics and Statistics**, Vol. 48, nº 2 (maio 1976), p. 238-239.

TIMMER, C.P., "Using a Probabilistic Frontier Production Function to Measure Technical Efficiency" **Journal of Political Economy**, Vol. 79, nº 4 (julho-agosto 1971), p. 776-794.

TYLER, W.G., **Manufactured Export Expansion and Industrialization in Brazil** (Tubingen: J.C.B. Mohr, 1976), p. 237-247.

TYLER, W.C., and L.F Lee, "On Estimating Stochastic Frontier Production Functions and Average Efficiency: An Empirical Analysis with Colombian Micro Data" University of Florida Working Papers in Economics, nº 77-78-79 (fevereiro 1978) **Review of Economics and Statistics**, no prelo.