

Mensuração e fontes de eficiência técnica da indústria de transformação: um estudo de caso para o Estado de Minas Gerais*

Paulo Sérgio Martins Alves**

Este texto visa proporcionar alguma evidência empírica sobre a questão da eficiência técnica na indústria manufatureira do Brasil, a partir de informações desagregadas a nível de estabelecimento. Para tanto, como uma alternativa metodológica às estimativas econométricas da função de produção, fez-se uso do método da "função de fronteira eficiente". Após concluir que um grande número de estabelecimentos utilizando técnicas ineficientes de produção coexiste com estabelecimentos eficientes dentro do setor industrial, desenvolvemos uma análise das fontes de eficiência técnica.

1. Introdução; 2. A mensuração e a interpretação de fronteiras de eficiência; 3. Análise empírica da fronteira eficiente; 4. Fontes de ineficiência técnica; 5. Resumo e conclusão.

1. Introdução

Neste artigo examinamos a eficiência relativa de estabelecimentos industriais que operam no Estado de Minas Gerais, e apresentamos evidência empírica do fato de que empresas ineficientes compartilham alguns pontos comuns. Para consegui-lo, utilizamos uma amostra de arquivo de microdados referentes a 281 indústrias e compilados para 1982, extraídos de relatórios e informações de balanços gerais das firmas. Os estudos baseados em microdados podem oferecer uma vantagem comparativa em relação aos que se baseiam em dados agregados na medida em que a maior parte da tomada de decisões sobre o tipo de tecnologia a adotar e suas operações é feita no nível micro.

Tendo em vista os graves desequilíbrios regionais que prevalecem no Brasil, seria interessante analisar o desempenho da indústria de transformação em cada região e de acordo com suas características diferentes. Minas Gerais foi es-

* Este artigo é uma versão revista do capítulo 6 da tese de doutorado do autor, apresentada à Universidade de Reading em 1986 (Alves, 1986). O autor agradece a P. Townroe, G. Yannopoulos e M. McQueen por seus comentários e sugestões.

**Do Departamento de Economia da PUC-MG, Belo Horizonte.

colhido como um estudo de caso porque, entre outras coisas, esse Estado experimentou uma expansão econômica significativa, tendo sua economia registrado taxas de crescimento superiores às alcançadas pelo país como um todo. Num esforço desenvolvimentista, o governo do Estado promoveu direta e indiretamente o crescimento industrial mediante um esquema institucional e promocional elaborado na década de 60 e início da de 70. Por conseguinte, a atividade industrial assumiu a posição de setor líder no processo de crescimento da economia estadual.¹

Em outras partes deste trabalho, analisaremos o método empregado e proporemos uma medida operacional de diferenças de eficiência entre firmas, bem como efetuiremos alguns testes da medida proposta e tiraremos algumas conclusões quanto à eficiência relativa de estabelecimentos industriais que operam em Minas Gerais.

2. A mensuração e a interpretação das fronteiras de eficiência

A maioria das tentativas para avaliar o nível de eficiência em firmas utiliza funções da produção em sua mensuração. A abordagem mais tradicional trabalha com funções de produção “média” para a indústria, isto é, a função de produção da firma ou região “média” (representativa).

Neste artigo trabalharemos com um conceito ligeiramente diferente de função de produção, a saber, a “função de fronteira”.² Ou seja, do ponto de vista de uma firma, o melhor que pode ser conseguido é se encontrar no limite ou fronteira da melhor técnica em uso. A posição de outras firmas pode então ser comparada com esse ponto limite de melhor prática, o que proporciona um padrão ao qual diferenças de eficiência podem ser comparadas. Com a exclusão dos efeitos da eficiência preço ou eficiência de alocação, o simples fato de estar na fronteira é o critério relevante para o máximo de sucesso em termos técnicos.

A obra pioneira neste campo foi a de M. Farrel (1957), que propôs o conceito de “função de fronteira” na mensuração dos diferenciais de eficiência entre firmas. Embora tenha havido progressos nesse campo por quase três décadas, apenas recentemente ele atraiu atenção generalizada – ver, por exemplo, Meller (1976), Tyler (1979), Aigner & Schmidt (1980), Page (1984) e Todd (1985).

Farrel criou um método engenhoso para medir diferenças de eficiência entre as firmas de uma indústria. Como Farrel ressalta, o propósito desse enfoque é comparar o desempenho atual de firmas com as melhores práticas observadas na realidade, em vez de tomar como ponto de referência combinações ideais de insumos.

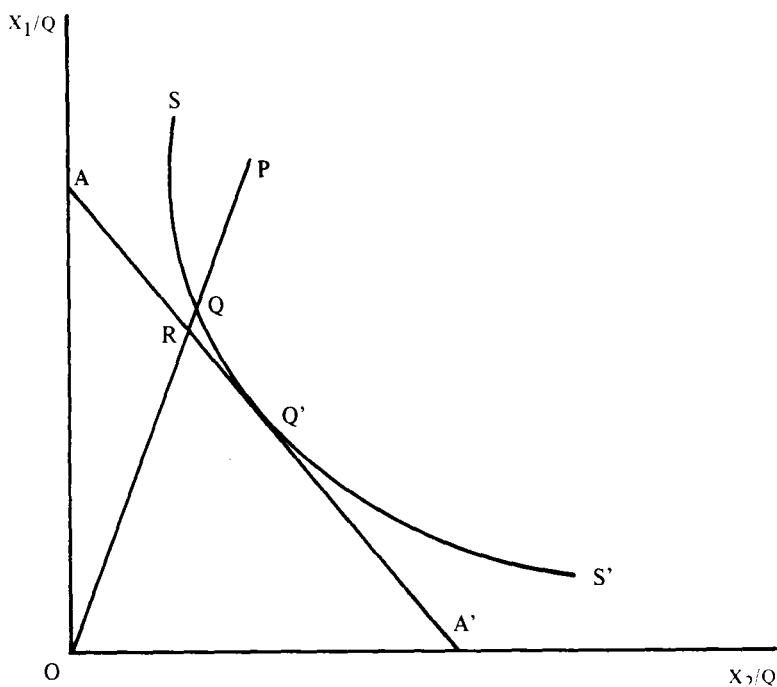
As figuras 1 e 2 ilustram a abordagem de Farrel. Presumindo um espaço de insumo-insumo por unidade de produto, a eficiência relativa das firmas pode ser

¹ Questões relacionadas com as disparidades regionais no Brasil e com as mudanças estruturais na economia de Minas Gerais podem ser vistas em Alves (1986, cap. 2 e 3).

² Braga & Rossi (1986) também lidaram com esta questão, para o país como um todo. Entretanto, na abordagem desses autores, diferentemente da apresentada neste artigo, especificou-se uma função de produção Cobb-Douglas.

desenhada num diagrama bidimensional como o da figura 1, isto é, o diagrama comum de isoquantas. Presumindo-se que estamos interessados em analisar o nível de eficiência da firma P , será necessário, para mensurá-lo, ter um conhecimento *a priori* das condições enfrentadas pela firma mais eficiente. Vamos presumir que SS' representa as diversas combinações de insumos que uma firma perfeitamente eficiente usaria para produzir uma unidade de produto. Dada a combinação de insumos na firma P , isso poderia ser comparado ao ponto Q , que mostra as mesmas proporções de fator que P , e que fica na isoquanta da firma eficiente. A razão OQ/OP define então o que Farrel chama de “eficiência técnica”, medida que se refere a uma escolha imprópria de função de produção entre todas as atualmente utilizadas pelas firmas na indústria.

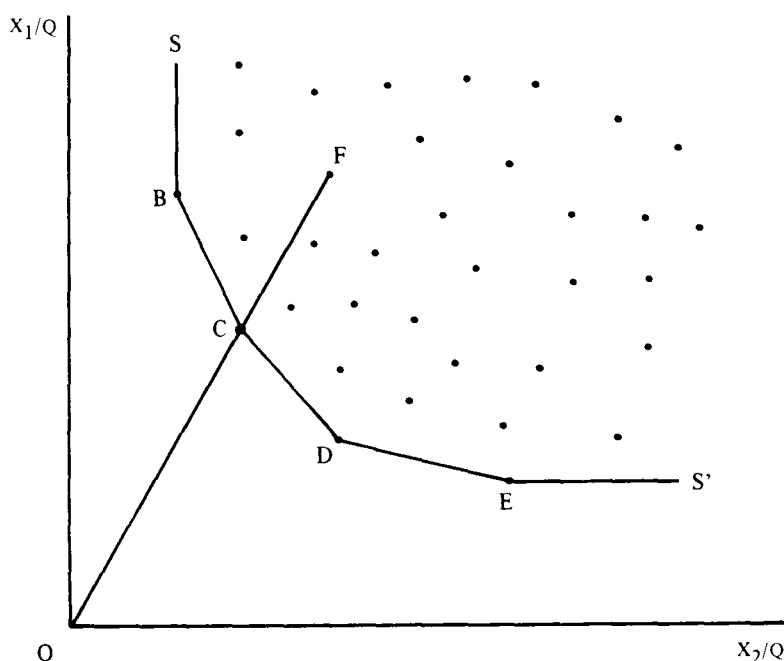
Figura 1



Seja AA' a linha de isocusto, dado um preço relativo entre X_1 e X_2 . A firma eficiente produzirá no ponto Q' em vez de no ponto Q , pois nesse ponto seu custo será inferior. Portanto, com uma combinação diferente de insumos, a firma P poderia produzir num custo igual a R se tanto as técnicas quanto os preços relativos corretos tivessem sido adequadamente escolhidos. A razão OR/OQ mede o que Farrel chama de “eficiência preço” e, portanto, se refere à escolha acertada (ou errada) de combinações de insumos. A “eficiência total” é o produto tanto da “eficiência preço” como da “eficiência técnica”, isto é, $OR/OP = OR/OQ \cdot OQ/OP$.

Tendo em vista a ausência de informação sobre preço dos fatores,³ a análise neste artigo vai concentrar-se na eficiência técnica. A pergunta central será então como estimar a isoquanta unitária da firma mais eficiente? Farrel a estima ajustando uma curva envelope do tipo ilustrado na figura 2 aos pontos dispersos no plano dos insumos. O autor presume que a isoquanta "eficiente" é convexa em relação à origem e que se na prática, dois pontos são atingíveis, também o será qualquer ponto representando uma média ponderada dos mesmos. Portanto, essa função hipotética é construída como uma média ponderada das firmas mais eficientes, sendo os pesos escolhidos de forma a alcançar as proporções desejadas entre os fatores. Assim, cada ponto da figura 2 representa os requisitos unitários de fatores pela firma.

Figura 2



Todos os pontos como B, C, D e E têm uma eficiência máxima na medida em que a combinação de X_1 e X_2 é tal que a redução da quantidade de qualquer deles requer um aumento na quantidade do outro insumo.

Resumindo, poder-se-ia dizer que a abordagem de Farrel apresenta diversas vantagens: na medida em que é livre de forma funcional, não introduz uma tendenciosidade na medida da eficiência técnica que normalmente está presente

³ Questões relacionadas com a natureza bem como com a fonte de dados podem ser vistos em Alves (1986, p. 275-80).

quando uma forma funcional é especificada. Ela pode tratar de firmas que usam tecnologias e técnicas heterogêneas, e é um instrumento útil e simples para medir a eficiência técnica relativa de diferentes tecnologias.

Contudo, algumas das limitações do método devem ser apontadas. A fronteira é computada a partir de um subconjunto de observações da amostra, sendo, portanto, sensível a observações extremas e erro de mensuração; a subutilização da capacidade pode também introduzir tendenciosidades na estimativa da fronteira real; o número de observações incluídas na fronteira de eficiência é pequeno, independentemente do número de observações na amostra e, no contexto inferencial clássico, isso constitui uma utilização ineficiente de toda a informação.

A fim de poder identificar fronteiras eficientes genuínas, presumimos os seguintes fatores: que o produto de cada indústria é bastante homogêneo, de outra forma as firmas tecnicamente mais eficientes poderão estar produzindo produtos diferentes; que existem retornos constantes de escala; e que nossa amostra de firmas de fato apresenta exemplos que são boas estimativas da fronteira técnica eficiente.

2.1 Medidas propostas de eficiência

Duas medidas diferentes, denotadas por EF_1 e EF_2 , são calculadas a fim de se analisar a eficiência nas indústrias de transformação de Minas Gerais. A medida EF_1 é obtida mediante a comparação de um ponto representativo de uma firma com aquele localizado na fronteira eficiente ao longo de um dado raio desde a origem. Na figura 2, a razão das distâncias OC/OF é a medida da eficiência técnica relativa EF_1 da firma F . Ela mostra o produto atual relativo à quantidade obtida pelo emprego de insumos com a tecnologia de fronteira ou a redução relativa dos requisitos de insumo pela produção do produto atual com tecnologia de fronteira e as mesmas proporções de fatores. A medida EF_1 pode ser computada para todas as observações da firma, e, à medida que a razão se aproxima da unidade, chega-se mais perto da eficiência técnica máxima da firma.

A segunda medida consiste num procedimento alternativo para a medida anterior de eficiência. A medida EF_2 , como a anterior, é computada para todas as observações da firma, e a eficiência máxima revelada é alcançada quando o índice se aproxima da unidade. Contudo, a fim de minimizar algumas das limitações do método, foi utilizada uma isoquanta densa correspondente à área entre duas fronteiras de eficiência consecutivas para cada indústria. A primeira fronteira de eficiência, usada no cálculo de EF_1 , corresponde ao envelope para todos os estabelecimentos abrangidos pelo caso em questão. A segunda fronteira de eficiência é o envelope determinado pelo restante dos estabelecimentos, uma vez eliminados aqueles localizados na primeira fronteira.⁴

⁴ Timmer (1970) sugeriu a eliminação de uma certa percentagem da totalidade das "n" observações como uma forma de se lidar com a possibilidade de erros de mensuração influenciar as estimativas. Entretanto, este procedimento não será adotado aqui já que presume a existência de um grande número de observações para cada indústria.

3. Análise empírica da fronteira eficiente ⁵

O quadro 1, correspondente à primeira fronteira eficiente, e o quadro 2, correspondente à área entre a primeira e a segunda fronteiras eficientes, ilustram a larga faixa de eficiência técnica relativa na maioria dos estabelecimentos industriais. ⁶ Os resultados foram condensados ao nível da indústria para 18 grupos industriais. Pode-se verificar que, na primeira fronteira eficiente para cada indústria, 36,6% dos estabelecimentos industriais apresentam uma eficiência técnica relativa inferior a dois quintos, e 61,9%, inferior a três quintos da alcançada pelos estabelecimentos localizados na fronteira eficiente.

Mesmo quando uma “zona de eficiência” arbitrária, em vez de uma fronteira eficiente, é usada como ponto de referência, uma larga faixa de eficiência técnica relativa nos estabelecimentos também se manifestou. De acordo com o quadro 2, 47,7% dos estabelecimentos industriais têm uma eficiência técnica relativa inferior a três quintos da alcançada pelos estabelecimentos localizados na isoquanta densa. Esses resultados levam a crer que existe ineficiência generalizada no setor industrial do Estado, o que pode ser considerado evidência de uma substancial ineficiência-X. Ademais, isso condiz amplamente com outros estudos recentes de empresas industriais em áreas menos desenvolvidas, os quais mostraram que existe vasta margem para melhoria na eficiência técnica de suas firmas industriais. ⁷

No interior de cada indústria existe substancial variação nos índices individuais de eficiência compilados a partir ou da primeira fronteira eficiente ou de uma zona de eficiência. Segundo o quadro 1, as três indústrias com o maior número de firmas com eficiência técnica inferior a três quintos da alcançada pelos respectivos estabelecimentos localizados na fronteira eficiente eram: metais semi-elaborados (96,89%), móveis de metal e madeira (88,9%) e abate de animais e processamento de carne (87,5%). Por outro lado, em indústrias como gráfica, edição e papel, produtos farmacêuticos e perfumaria, e bebidas apenas 26,7%, 28,6% e 33,3%, respectivamente, dos estabelecimentos apresentam um nível relativo de eficiência inferior a três quintos. Em geral, metade das indústrias (nove em 18) contam com 50% ou mais dos seus estabelecimentos com eficiência relativa inferior a três quintos.

No que se refere aos números do quadro 2, pode-se verificar que a ordem das indústrias foi quase a mesma que a do quadro 1. A única exceção foi a substituição de “móveis de metal e madeira” por “outros produtos alimentícios” no grupo de indústrias com o maior número de firmas com eficiência técnica relativa inferior a três quintos. Contudo, como seria de esperar, o uso de uma

⁵ As figuras mostrando a dispersão dos pontos obtidos pela plotagem dos coeficientes de capital e mão-de-obra para diferentes indústrias podem ser vistas em Alves (1986, apêndice 4).

⁶ As amostras relativamente reduzidas para algumas das indústrias, tais como bebidas, vestuário, laticínios, sapatos e couro, e produtos farmacêuticos e de perfumaria sugerem uma certa cautela com relação às proposições de política econômica. Ademais, deve-se notar que algumas das indústrias selecionadas não são completamente homogêneas.

⁷ Compare com os resultados encontrados para o Chile (Meller, 1979) e para Gana (Baah-Nnakoh, 1980). Pack (1984) também encontrou ineficiência técnica para as firmas das Filipinas, utilizando uma metodologia diferente porém compatível.

Quadro 1
Eficiência relativa da indústria em Minas Gerais: EF_1

Indústria	Nº de estabelecimentos	Estabelecimentos na fronteira	Faixa dos coeficientes de eficiência (EF_1)			
			1,00– 0,80	0,79– 0,60	0,59– 0,40	0,39– 0,00
1. Móveis de metal e madeira	9	1	1	–	4	4
2. Tecidos e fios	35	2	3	6	21	5
3. Vestuário	8	2	3	2	2	1
4. Abate e processamento de carne	16	1	1	1	7	7
5. Laticínios	9	1	2	2	2	3
6. Refinação e processamento de açúcar	11	3	5	2	2	2
7. Outros produtos alimentícios	25	2	4	2	6	13
8. Sapatos e couro	8	2	3	2	1	2
9. Bebidas	6	2	2	2	1	1
10. Gráfica e edição; e papel	15	5	7	4	1	3
11. Produtos farmacêuticos e perfumaria	7	2	2	3	–	2
12. Minerais não-metálicos	21	2	4	7	7	3
13. Ferro e aço	21	3	11	2	4	4
14. Metais semi-elaborados	31	1	1	–	4	26
15. Produtos químicos	9	3	4	1	–	4
16. Mecânica	20	2	2	5	3	10
17. Equipamento de transporte	11	2	3	1	3	4
18. Outras indústrias ¹	19	3	5	2	3	9
Todas as indústrias	281	39	63	44	71	103
Percentagem relativa			22,4	15,7	25,3	36,6

Fonte: computação feita pelo autor com base em arquivo de microdados.

¹Inclui estabelecimentos dos seguintes grupos de indústrias: plásticos, equipamentos elétricos e outras indústrias.

Quadro 2
Eficiência relativa da indústria em Minas Gerais: EF_2

Indústria	Nº de estabelecimentos	Estabelecimentos na fronteira	Faixa dos coeficientes de eficiência (EF_2)			
			1,00–0,80	0,79–0,60	0,59–0,40	0,39–0,00
1. Móveis de metal e madeira	9	4	4	3	2	–
2. Tecidos e fios	35	5	7	7	18	3
3. Vestuário	8	4	4	1	2	1
4. Abate e processamento de carne	16	3	3	3	7	3
5. Laticínios	9	3	3	2	3	1
6. Refinação e processamento de açúcar	11	6	7	1	2	1
7. Outros produtos alimentícios	25	6	6	2	8	9
8. Sapatos e couro	8	4	5	1	1	1
9. Bebidas	6	4	4	1	–	1
10. Gráfica e edição; e papel	15	6	8	4	–	3
11. Produtos farmacêuticos e perfumaria	7	5	5	1	1	–
12. Minerais não-metálicos	21	6	6	7	5	3
13. Ferro e aço	21	6	12	4	2	3
14. Metais semi-elaborados	31	5	5	2	6	18
15. Produtos químicos	9	5	5	1	2	1
16. Mecânica	20	5	6	2	5	7
17. Equipamento de transporte	11	4	4	2	1	4
18. Outras indústrias ¹	19	6	6	3	3	7
Todas as indústrias	281	87	100	47	68	66
Percentagem relativa			35,6	16,7	24,2	23,5

Fonte: computação feita pelo autor com base em arquivo de microdados.

¹ Inclui estabelecimentos dos seguintes grupos de indústrias: plásticos, equipamentos elétricos e outras indústrias.

zona de eficiência e não de uma fronteira eficiente como ponto de referência resultou num aumento do nível geral de eficiência técnica. Agora temos apenas seis indústrias nas quais a percentagem de estabelecimentos com eficiência relativa inferior a três quintos é de 50% ou mais.

No que se refere à eficiência média de toda a indústria de transformação do Estado, as magnitudes de 53% (EF_1) e 65% (EF_2) são comparáveis à eficiência média de 62% encontrada para toda a indústria brasileira (Lee & Tyler, 1978), mas são superiores aos 47% encontrados por Baah-Nuakoh (1980) para Gana. No nível das indústrias individuais, as magnitudes encontradas para ferro e aço – 69% (EF_1) e 75% (EF_2) – são superiores aos 57% encontrados por Tyler (1979) para o Brasil; as de tecelagem – 54% (EF_1) e 62% (EF_2) – são comparáveis aos 61% encontrados por Pitt & Lee (1981) para a Indonésia; as de laticínios – 56% (EF_1) e 63% (EF_2) – estão próximas aos 66% encontrados por Broeck et alii (1980) para a Suécia; as de mecânica – 45% (EF_1) e 57% (EF_2) – são inferiores aos 69% encontrados por Page (1984) para a Índia.

A seguinte conclusão básica pode ser deduzida da análise anterior. A evidência de que grande número de estabelecimentos que usam técnicas de produção muito ineficientes de alguma forma consegue sobreviver pode ser interpretada como mais do que adequada para permitir afirmar que as forças do mercado não punem a ineficiência. A existência de ineficiência- X nas indústrias de transformação de Minas Gerais leva a crer que a concorrência pode não ser perfeita, quer nos mercados de produtos quer nos de fatores. Portanto, deve constituir matéria de especial interesse para áreas em desenvolvimento a possibilidade do aumento da produção industrial simplesmente mediante a elevação da eficiência técnica dos estabelecimentos menos eficientes sem qualquer aumento na quantidade de fatores produtivos. No item seguinte tentaremos explicar a coexistência de estabelecimentos com grandes discrepâncias nos seus níveis de eficiência mediante a análise econométrica dos determinantes da eficiência relativa encontrada nas indústrias de transformação do Estado.

4. Fontes da ineficiência técnica

4.1 Definição e interpretação dos coeficientes de regressão

As variáveis dependentes a serem usadas na análise das fontes de ineficiência são as medidas propostas de eficiência expostas no item 2 e computadas no item 3.

Passamos agora a examinar as possíveis explicações para os diferentes níveis de eficiência. Normalmente, trata-se de uma questão de exercício de capacidades gerenciais. Assim, seria proveitoso examinar as diferenças de eficiência no contexto das características gerenciais como formação, antecedentes e motivação. Infelizmente, tais informações não estão inteiramente disponíveis em nosso arquivo de microdados. Contudo, o conjunto de dados derivados de nossa amostra proporciona informações sobre algumas características dos estabelecimentos que podem estar relacionadas com o nível mensurado da eficiência técnica, tais como: nacionalidade dos proprietários, tamanho da firma, dimensões da estrutura do mercado interno, participação no comércio internacional e localização espacial da firma.

Tendo em vista que grande parte da bibliografia sobre a ineficiência-*X* tem-se concentrado no papel das distorções do mercado de produto e do ambiente não-competitivo, é importante analisar os efeitos das variáveis estruturais do mercado sobre a eficiência. A teoria convencional sobre a organização industrial reconhece que a concentração do mercado e as barreiras à entrada fazem parte das variáveis estruturais do mercado mais importantes a influir sobre o desempenho da firma. A medida básica da concentração usada em nossas equações de regressão múltipla é:

- a) *CR-2*: fração das vendas dos dois maiores estabelecimentos;
- b) *CR-4*: fração das vendas dos quatro maiores estabelecimentos.

A concentração, todavia, é apenas uma dimensão da estrutura do mercado, não sendo, em si mesma, uma medida do monopólio ou do poder do mercado. Outra dimensão importante é a altura das barreiras à entrada, que é determinada em parte por fatores técnicos como a extensão das economias de escala da produção em relação ao tamanho do mercado, a quantidade absoluta de capital necessária para operar uma fábrica com uma escala eficiente mínima, e outras vantagens absolutas quanto ao custo da produção de novos participantes. A existência de barreiras significativas à entrada de novas firmas pode fortalecer o poder de mercado de firmas em indústrias concentradas. Nesta análise, usamos a seguinte medida como uma barreira à entrada:

CAPINT: a razão entre o valor contábil dos capitais fixos e a mão-de-obra ocupada.

Normalmente, seria de esperar que a concorrência no mercado interno de produtos tendesse a melhorar a eficiência dos fatores. O processo da concorrência tende a eliminar os produtores com alto custo, enquanto um poder substancial de mercado com frequência permite que uma firma continue a operar. Além do mais, o processo da concorrência, ao aumentar as pressões sobre os lucros das firmas, tende a disciplinar as gerências e os empregados no sentido de utilizar seus insumos e produzir com maior eficácia do que ocorre quando não existem pressões competitivas.

Também seria de esperar que a eficiência fosse afetada por um fator como o nível de concorrência internacional. Usamos dois tipos de medidas para representar essa concorrência: a capacidade de exportação da firma e a proteção efetiva. Existem três dimensões da exportação industrial que servem de indicações de eficiência industrial: presença, mudanças e variedade. Nesta análise, usaremos a primeira dimensão como uma medida da extensão do envolvimento de um estabelecimento no mercado de exportação. Para tanto, usamos a seguinte variável dicotômica:

DEXPT: variável dicotômica = 1 se o estabelecimento se encontrar entre os 70 maiores exportadores do estado; do contrário = 0.

Na medida em que a sujeição dos produtores internos à concorrência internacional tende a melhorar a eficiência dos fatores, a variável DEXPT teria um efeito positivo sobre a eficiência da indústria de transformação do Estado.

A existência de barreiras às importações reduz ou até elimina a pressão da concorrência externa. O protecionismo não apenas permite a produção interna que não pode competir com as importações como também permite a produção interna, a custos não-competitivos, que poderia competir com as importações se essa concorrência fosse necessária para a sobrevivência. O protecionismo, portanto, é uma condição necessária para a existência de muita ineficiência-*X*. Por conseguinte, deveria haver uma relação negativa entre protecionismo e eficiência. Para analisar o protecionismo concedido no mercado interno, empregamos as estimativas da taxa de proteção efetiva (ERP) computadas por Tyler (1983, tabela A.1) que se refere ao período 1980/81.

Também queremos examinar a influência do tamanho da firma sobre a eficiência da indústria de transformação do Estado. É comumente aceito que firmas grandes são com frequência mais eficientes do que firmas pequenas, o que tem sido atribuído a economias referentes à organização e ao conhecimento técnico, bem como ao crescimento da firma em decorrência da eficiência anterior. A fim de medir o efeito do tamanho da firma, usamos as seguintes variáveis:

SIZE: a fração das vendas do estabelecimento no total das vendas da indústria a nível de agregação de três dígitos;

DSIZE 1: uma variável dicotômica = 1 para estabelecimentos com uma força de trabalho total inferior a 100; do contrário = 0;

DSIZE 2: uma variável dicotômica = 1 para estabelecimentos com uma força de trabalho total superior a 500; do contrário = 0.

Outra questão importante de política para muitas áreas em desenvolvimento é a medida na qual a nacionalidade dos proprietários das empresas resulta em níveis mais altos de conhecimentos técnicos e maior eficiência. Essa questão tem sido tema de grande interesse na bibliografia sobre o desenvolvimento econômico. Uma hipótese freqüente é a de que firmas estrangeiras são relativamente mais eficientes comparadas quer com firmas particulares nacionais quer com empresas estatais. Tecnologia superior e melhor administração, freqüentemente seguindo as linhas da eficiência-*X*, aparentemente resultariam em maior eficiência relativa das firmas estrangeiras. De fato, é sua maior eficiência técnica relativa que é freqüentemente usada para justificar as operações das multinacionais em áreas em desenvolvimento. A fim de testar a importância da propriedade como determinante de eficiência técnica, as seguintes variáveis dicotômicas para firmas multinacionais e governamentais foram introduzidas nas equações regressivas:

DOWN 1: uma variável dicotômica = 1 para estabelecimentos de propriedade do governo; do contrário = 0;

DOWN 2: uma variável dicotômica = 1 para estabelecimentos de propriedade de estrangeiros; do contrário = 0.

Ao mesmo tempo, tentou-se verificar até que ponto diferenças nas características do produto se relacionam com níveis mais altos ou mais baixos de eficiência. Para tanto, foram usadas duas variáveis dicotômicas para indicar o uso feito do produto:

DUSE 1: uma variável dicotômica = 1 se o estabelecimento produzir bens intermediários; do contrário = 0;

DUSE 2: uma variável dicotômica = 1 se o estabelecimento produzir bens de consumo duráveis ou bens de capital; do contrário = 0.

Finalmente, outra variável que se considera relacionada com a eficiência é a localização espacial do estabelecimento. A análise das fontes da eficiência técnica num contexto espacial foi feita mediante a seguinte medida específica:

DRMBH: uma variável dicotômica = 1 para estabelecimentos na região metropolitana de Belo Horizonte; do contrário = 0.

A hipótese sustentada é que os estabelecimentos situados na região metropolitana de Belo Horizonte exibem índices inferiores de eficiência técnica.

4.2 Especificação do modelo

A fim de testar a significância estatística das fontes propostas de ineficiência, foram usadas as seguintes formas de relação estocástica:

$$EF_1 = a_1 + b_1 CR2 + c_1 CR4 + d_1 CAPINT + e_1 DEXPT + f_1 ERP + g_1 SIZE + h_1 DSIZE1 + j_1 DSIZE2 + k_1 DOWN1 + l_1 DOWN2 + m_1 DUSE1 + n_1 DUSE2 + p_1 DRMSH + u_1 \quad (1)$$

$$EF_2 = a_2 + b_2 CR2 + c_2 CR4 + d_2 CAPINT + e_2 DEXPT + f_2 ERP + g_2 SIZE + h_2 DSIZE1 + j_2 DSIZE2 + k_2 DOWN1 + l_2 DOWN2 + m_2 DUSE1 + n_2 DUSE2 + p_2 DRMBH + u_2 \quad (2)$$

onde a_i ($i = 1$ e 2) são constantes; b_i , c_i , d_i , e_i , f_i , g_i , h_i , j_i , l_i , m_i e p_i ($i = 1$ e 2) representam os coeficientes estimados das variáveis independentes ($CR2$, ..., $DRMBH$), e u_i ($i = 1$ e 2) são os termos de perturbação.

Na estimativa dos coeficientes de regressão das equações (1) e (2) usamos mínimos quadrados ordinários. Todas as variáveis, sempre que possível, têm a forma logarítmica.⁸ A forma funcional logarítmica com muita frequência reduz a heterocedasticidade.

Antes de estimar as equações de regressão múltipla, devemos considerar a possibilidade de que algumas variáveis explanatórias incluídas na análise podem estar fortemente correlacionadas. Nesse caso, nenhum coeficiente estimado ou muito poucos seriam estatisticamente significantes, e os efeitos separados de

⁸ As únicas exceções foram as variáveis dicotômicas e ERP. Isto porque para algumas indústrias essas variáveis apresentaram valores negativos ou nulos.

Quadro 3
Matriz de coeficientes de correlação simples entre as variáveis selecionadas

	SIZE	DSIZE1	DSIZE2	CR2	CR4	ERP	DEXPT	CAPINT	DOWN1	DOWN2	DRMBH	DUSE1	DUSE2
SIZE	1,00												
DSIZE1	-0,47	1,00											
DSIZE2	-0,46	-0,29	1,00										
CR2	-0,02	0,11	-0,02	1,00									
CR4	-0,05	0,10	-0,04	0,91	1,00								
ERP	-0,03	0,11	0,00	0,19	0,18	1,00							
DEXPT	0,21	-0,19	0,36	0,11	0,13	0,06	1,00						
CAPINT	-0,14	0,27	-0,02	0,18	0,17	-0,06	0,06	1,00					
DOWN1	0,19	-0,09	0,20	0,10	0,10	0,05	0,16	0,23	1,00				
DOWN2	0,22	-0,09	0,32	0,16	0,14	0,13	0,32	0,10	-0,04	1,00			
DRMBH	-0,04	-0,00	0,16	0,07	0,07	0,12	0,02	-0,00	-0,01	0,11	1,00		
DUSE1	-0,26	0,06	0,08	0,25	0,39	-0,03	0,18	0,21	0,10	0,05	0,12	1,00	
DUSE2	-0,10	0,02	0,00	0,37	0,18	0,23	-0,02	0,04	0,06	0,18	0,07	-0,28	1,00

Fonte: Computação feita pelo autor com base em arquivo de microdados.

cada uma das variáveis explanatórias não poderiam ser distinguidos. Isso nos levou a procurar por multicolinearidade em nossos dados. Considerar a matriz de correlação das variáveis selecionadas, dada no quadro 3, pode ser útil para tal finalidade. Vê-se que as duas variáveis da razão de concentração são altamente correlacionadas. Esse quadro também mostra correlação significativa entre SIZE e as duas variáveis simuladas de tamanho (DSIZE1 e DSIZE2); DSIZE2 e DEXPT; CR2 e DUSE2; e CR4 e DUSE1. Nenhuma das outras variáveis parece estar fortemente correlacionada com outras. Contudo, em alguns casos onde detectamos multicolinearidade, foi possível abandonar uma das variáveis colineares sem cometer um erro de especificação. Ou seja, não foi observada nenhuma relação significativa entre essas variáveis e EF_1 e EF_2 numa análise de regressão simples. Dessa forma, embora não se possa derivar nenhuma conclusão definitiva apenas dessas comparações de correlações, parece que o problema da multicolinearidade nesse caso não causa grandes danos.

4.3 Resultados empíricos

Os quadros 4 e 5 apresentam os resultados das tentativas mais bem-sucedidas de explicação das variações da eficiência relativa. Os valores para o coeficiente múltiplo de determinação, ajustados pelos graus de liberdade, variam de 0,27 a 0,31 e são comparáveis a outras tentativas de análise de regressão de índices de eficiência — ver, por exemplo, Page (1984), Martin & Page (1983), Pitt & Lee (1981), Baah-Nuakoh (1980) e Tyler (1980 e 1979). Ademais, é preciso lembrar que estamos tratando de uma análise de corte transversal que normalmente mostra valores inferiores de R^2 por causa tanto de grande variabilidade que é possível nas entidades individuais como da falta de uma tendência subjacente comum — ver, por exemplo, Intriligator (1978, p. 126). O fato de que as relações de regressão não são espúrias e isentas de significação pode ser comprovado pelos valores confortáveis da estatística- F . Que são todas significativas ao nível de 0,01%. Além disso, os coeficientes das variáveis independentes para as quais puderam ser determinados sinais *a priori* têm os sinais certos em todas as equações, com a exceção da razão de concentração. Ademais, quase todos os coeficientes são estatisticamente significativos num nível de confiança de 5% ou mais. Níveis inferiores de significância foram detectados apenas para as variáveis DOWN2 e DUSE1 nas equações regressivas para EF_1 e DOWN2 para EF_2 .

Certos resultados interessantes emergem das equações estimadas que relacionam a eficiência técnica com diversas combinações das variáveis explanatórias. Como se mostra nos quadros 4 e 5, as variáveis SIZE, CAPINT, ERP e CR2 exercem forte influência sobre a eficiência técnica medida em termos de EF_1 ou EF_2 . Seus coeficientes de regressão são altamente significantes (mais de 1% em todas as equações) mesmo quando todas as outras variáveis são incluídas, e, além disso, os coeficientes estimados de tais variáveis são muito estáveis.

Os resultados levam a crer que as firmas maiores são mais eficientes do que as pequenas, confirmando os resultados de Tyler (1979) para as indústrias brasileiras de plásticos e aço, os de Pitt & Lee (1981) para a indústria indonésia de tecelagem e os de Page (1984) para a indústria indiana de máquinas-ferramenta.

Ademais, usando nossa medida SIZE como indicador de participação no mercado, parece que os estabelecimentos mais eficientes na indústria de transformação do Estado tendem a deter parcelas maiores do mercado total do que os estabelecimentos menos eficientes. Mas a análise não esclarece se esses estabelecimentos se tornaram grandes em parte devido à elevada eficiência técnica no passado.

Contudo, quando tentamos incluir as outras duas variáveis explanatórias do tamanho (DSIZE1 e DSIZE2) nas equações (5) — quadro 4 — e (4) — quadro 5 —, o problema da multicolinearidade, a que já nos referimos, parece surgir pela mudança dos sinais das duas variáveis dicotômicas destinadas a medir a influência do tamanho.⁹

Quadro 4
Equações de regressão para EF_1

Variáveis independentes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
SIZE	0,160 (6,917)	0,143 (5,940)	0,151 (6,106)	0,154 (5,942)	0,186 (6,126)
DSIZE1					0,099 (0,933)
DSIZE2					-0,193 (-1,866)
CR2	0,339 (4,007)	0,312 (3,692)	0,319 (3,772)	0,312 (3,591)	0,285 (3,261)
ERP	-2,933 (-4,523)	-3,083 (-4,763)	-3,013 (-4,647)	-2,983 (-4,570)	-3,093 (-4,715)
DEXPT		0,202 (1,925)	0,223 (2,106)	0,214 (1,977)	0,269 (2,430)
CAPINT	-0,192 (-5,655)	-0,202 (-5,939)	-0,189 (-5,348)	-0,190 (-5,353)	-0,202 (-5,515)
DOWN1			-0,318 (-1,373)	-0,326 (-1,401)	-0,260 (-1,114)
DOWN2		0,183 (1,086)	0,140 (0,819)	0,139 (0,814)	0,203 (1,170)
DRMBH	-0,173 (-2,351)	-0,185 (-2,517)	-0,184 (-2,513)	-0,188 (-2,538)	-0,161 (-2,148)
DUSE1				0,034 0,402	0,067 0,790
Constante	-1,882	-1,791	-1,831	-1,814	-1,735
R^2	0,295	0,306	0,309	0,307	0,313
F	24,47	18,67	16,62	14,75	12,58

Obs.: As estatísticas t estão entre parênteses. Os testes de significância são feitos com base em teste unilateral. Um coeficiente seguido de um número com um hífen indica que a vírgula decimal está colocada aquele número de lugares para a esquerda.

⁹ A fim de testar o impacto da multicolinearidade, as regressões múltiplas para EF_1 e EF_2 foram rodadas novamente retirando-se SIZE como variável explanatória. Obtivemos como resultado os sinais certos para DSIZE1 (negativo) e DSIZE2 (positivo). Embora a variável dicotômica destinada a medir a influência dos estabelecimentos com uma forma de trabalho total < 100 seja estatisticamente significativa ao nível de 10% tanto para EF_1 como para EF_2 , sugerindo que os estabelecimentos pequenos são menos eficientes, o coeficiente DSIZE2 não é significativo. Além disso, retirar a variável SIZE produziu o efeito de diminuir os valores tanto de R^2 como de F.

Nossos resultados empíricos reforçam fortemente a hipótese de que um estabelecimento que usufrua da barreira absoluta de requisitos de capital tenderá a ser menos eficiente, do ponto de vista técnico. Dessa forma, segundo os quadros 4 e 5, a existência de barreiras significantes à entrada de novas firmas poderá fortalecer o poder de mercado mantido pelas firmas dominantes e, por conseguinte, poderá exercer um efeito significativo sobre a escolha da tecnologia. Ou seja, as firmas poderão relaxar a maximização da eficiência técnica quando a presença da concorrência for fraca.

Em vista do exposto no parágrafo anterior, é conveniente procurar saber se o protecionismo realmente é uma condição necessária para a existência de grande parte da ineficiência-*X*. Os coeficientes da variável taxa de proteção efetiva têm os sinais esperados em todas as equações dos quadros 4 e 5. Altos níveis de proteção efetiva para as vendas no mercado interno se refletem na eficiência técnica mais baixa na indústria de transformação do Estado. Esse resultado corrobora a observação de Wells (1973) segundo a qual a falta de pressão competitiva devida a tarifas altas e barreiras significativas à entrada permite que as firmas escolham uma tecnologia inadequada.

Os coeficientes estimados para *CR2*, embora altamente significantes, têm sempre um sinal positivo, o que não coincide com as expectativas *a priori*. Uma possível explicação para esse resultado é que a razão de concentração talvez não reflita o grau de poder de mercado exercido pelos estabelecimentos maiores, mas poderá refletir economias de escala e especialização. Conforme enfatizou Page (1984), as variáveis da concentração e do tamanho, quando incluídas

Quadro 5
Equações de regressão para EF_1

Variáveis independentes	(1)	(2)	(3)	(4)
SIZE	0,154 (7,864)	0,145 (7,221)	0,142 (6,922)	0,182 (7,653)
DSIZE1				0,129 (1,461)
DSIZE2				-0,250 (-2,945)
CR2	0,272 (3,796)	0,258 (3,603)	0,253 (3,513)	0,230 (3,230)
ERP	-1,22-3 (-2,218)	-1,29-3 (-2,351)	-1,33-3 (-2,414)	-1,48-3 (-2,711)
DEXPT		0,188 -2,184	0,170 (1,909)	0,260 (2,836)
CAPINT	-0,131 (-4,542)	-0,136 (-4,723)	-0,138 (-4,777)	-0,148 (-5,038)
DOWN2			0,111 (0,773)	0,182 (1,272)
DRMBH	-0,124 (-1,981)	-0,127 (-2,041)	-0,132 (-2,108)	-0,092 (-1,469)
Constante	-1,506	-1,465	-1,440	-1,373
R^2	0,272	0,282	0,282	0,304
F	21,90	19,30	16,60	14,62

Obs.: As mesmas que para o quadro 4.

com outros atributos do estabelecimento, pretendem resumir os efeitos das variáveis omitidas associadas com diferenças de escala e de produto sobre o índice da eficiência técnica. O mais evidente desses efeitos deriva da incapacidade de o procedimento de estimativa incorporar a variável retorno de escala. Retornos crescentes de escala estariam refletidos numa eficiência técnica maior e, dessa forma, em nossa amostra, as variáveis *SIZE* e *CR2* podem estar associadas a melhorias na eficiência técnica mensurada, controlando outras variáveis.

No que concerne às outras variáveis explanatórias, os resultados levam a crer que, quando o estabelecimento pertence aos maiores grupos exportadores do Estado, isso constitui um fator significativo para explicar a posição do estabelecimento em relação à fronteira eficiente da indústria. As estimativas do coeficiente para *DEXPT* corresponderam ao sinal esperado (positivo) e foram continuamente significativas ao nível de 5% ou mais. Assim, como seria de esperar, a capacidade para competir nos mercados internacionais resultaria num padrão eficiente de crescimento industrial.

A variável espacial da firma também foi introduzida nas equações dos dois quadros. Em todas as equações, seus parâmetros estimados são significativos ao nível de 2,5% ou mais.¹⁰ Os coeficientes de *DRMBH* têm sempre sinais negativos, o que coincide com as expectativas *a priori*. Ou seja, os estabelecimentos situados na região metropolitana de Belo Horizonte exibem índices mais baixos de eficiência técnica.

Também é estudada a questão da eficiência relativa de firmas estrangeiras e de empresas estatais. Frequentemente sustenta-se que firmas estrangeiras mostram maior eficiência porque são mais bem administradas e possuem maior acesso à tecnologia estrangeira. Por outro lado, as empresas públicas frequentemente são vistas como ineficientes devido à falta de disciplina mercadológica e à interferência do governo nas práticas gerenciais e no recrutamento — ver, por exemplo, Tyler (1979). Como se vê no quadro 4, os coeficientes estimados para *DOWN1* e *DOWN2*, embora mostrem os sinais certos, só foram estatisticamente significativos ao nível de 10% para as equações (3) e (4) — *DOWN1* — e ao nível de 15% para a equação (5) — *DOWN2*. Quando damos margem à possibilidade de erros nas observações extremas (quadro 5), apenas a variável dicotômica para a propriedade por parte de estrangeiros foi introduzida nas equações de regressão. Mas apenas na equação (4) o coeficiente foi significativo ao nível de 15%. Assim, nesta amostra, a evidência não é inteiramente conclusiva em relação à hipótese de que as firmas estrangeiras são significativamente mais eficientes do que as firmas privadas nacionais, ou de que as empresas estatais são menos eficientes.

5. Resumo e conclusão

A análise feita neste artigo tentou pela primeira vez estudar a questão da eficiência de desempenho da indústria de transformação em Minas Gerais. Para tan-

¹⁰ Na equação de regressão (4) do quadro 5, quando todas as variáveis explanatórias selecionadas foram incluídas, esse coeficiente baixou seu nível de significância para 10%.

to, empregou-se um arquivo de microdados constituídos de 281 observações de um corte transversal de firmas industriais.

A técnica de estimativa permitiu a computação de duas medidas de eficiência técnica específicas para firmas. Nossos resultados podem ser usados como evidência de que as forças do mercado não punem a ineficiência, na medida em que um grande número de estabelecimentos que utilizam técnicas de produção muito ineficientes coexistem com estabelecimentos eficientes no setor industrial do estado.

Considerando tais resultados, e na tentativa de explicar as fontes da ineficiência- X , estudamos a relação entre a eficiência e certos atributos específicos de firmas. Na maioria dos casos, como vimos, as análises de regressão foram altamente conclusivas. Várias associações nítidas e firmes puderam ser discernidas.

Os principais resultados podem ser assim resumidos: a falta de pressão competitiva, devida a altos níveis de proteção efetiva para vendas no mercado doméstico ou a barreiras significativas à entrada, permite que as firmas escolham tecnologias inadequadas; a capacidade de competir no mercado internacional se associa positivamente à eficiência técnica; firmas maiores tendem a ser mais eficientes do que as menores; os estabelecimentos situados na região metropolitana de Belo Horizonte exibem índices mais baixos de eficiência técnica; e não se obteve evidência conclusiva em relação à hipótese de que as firmas particulares nacionais, ou de que empresas governamentais são menos eficientes.

Quanto às implicações de ordem política, um tema importante se destaca na análise. Dada a importância da estrutura do mercado de produtos na determinação da escolha da tecnologia e da eficiência dos fatores em Minas Gerais, distorções nessa área podem impor restrições artificiais à escolha de técnicas e impedir que os empresários percebam toda a faixa de técnicas disponíveis. Dessa forma, sempre que uma nova fábrica se instalar numa região como Minas Gerais ou mesmo no país como um todo, devem ser aplicados todos os esforços no sentido de se obter um projeto adequado à dotação local dos fatores. Todavia, a estrutura dos incentivos deve ser de tal ordem que obrigue os empresários a procurarem a tecnologia apropriada e mais eficiente. Ademais, nossos resultados também podem ser importantes no atual debate sobre as alternativas do setor industrial brasileiro, na medida em que parece que as perspectivas a médio e a longo prazos desse setor dependem de sua eficiência global e de sua capacidade de competir interna e externamente. Finalmente, deve ser enfatizado que esta análise não significa que não sejam mais necessárias melhorias na metodologia ou outras indagações quanto à eficiência industrial no Estado. Não afirmamos ter identificado todos os canais através dos quais a política pública poderia atuar contra a ineficiência- X . Além do mais, a abordagem utilizada neste trabalho, por ser não-paramétrica, não se enquadra no que poderia ser chamado de esquema estatístico mais convencional. A fim de armar uma política adequada para reduzir a ineficiência- X , necessita-se de uma melhor compreensão de sua natureza e de suas causas. Para tanto, seria proveitoso elaborar modelos mais explícitos do comportamento econômico relacionado com a eficiência, mediante o uso de um conjunto de dados mais completos.

Abstract

This paper seeks to shed some empirical light on the issue of technical efficiency in the Brazilian manufacturing industry based upon an examination of data at the establishment level. For this task, we made use of the frontier function method, as an alternative to the methodology of production function's econometric estimation. After concluding that a large number of establishments using very inefficient production techniques coexist with efficient establishments in the industrial sector, an analysis of the sources of technical efficiency was carried out.

Referências bibliográficas

- Aigner, D. & Schmidt, P, ed. Specification and estimation of frontier production, profit and cost functions. *Journal of Econometrics*, 13(1):1-138, May 1980.
- Alves, P. Industrialisation, labour absorption and technical efficiency: a case study for Brazil. PhD thesis. University of Reading, 1986.
- Baah-Nuakoh, A. Factor use and structural disequilibrium in a developing economy: a study based on the Ghanaian manufacturing sector. PhD thesis. University of Reading, 1980.
- Braga, H. C. & Rossi, J. W. Mensuração da eficiência técnica na indústria brasileira: 1980. *Revista Brasileira de Economia*, 40(1):89-118, jan./mar. 1986.
- Broeck, J.; Forsund, F.; Hjalmarsson, L. & Meensen, W. On the estimation of deterministic and stochastic frontier production functions: a comparison. *Journal of Econometrics*, 13(1):117- 38, May 1980.
- Farrel, M. The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 120, part III, series A, p. 254-90, 1957.
- Intriligator, M. *Econometric models, techniques, and applications*. Englewood Cliffs, N. J., Prentice-Hall, 1978.
- Lee, L. & Tyler, W. The stochastic frontier production function and average efficiency: an empirical analysis. *Journal of Econometrics*, 7(3):385-91, June 1978.
- Martin, J. & Page Jr., J. The impact of subsidies on X-efficiency in LDC industry: theory and an empirical test. *The Review of Economics and Statistics*, 65(4): 608-17, Nov. 1983.
- Meller, P. Efficiency frontiers for industrial establishments of different sizes. *Explorations in Economic Research*, 3(3):379-407, Summer 1976.

Pack, H. Productivity and technical choice: applications to the textile industry. *Journal of Development Economics*, 16(1/2):153-76, Sept./Oct. 1984.

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

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

Timer, C. On measuring technical efficiency. *Food Research Institute in Agricultural Economics, Trade, and Development*, 9(2):99-171, 1970.

Todd, D. Productivity performance in West German manufacturing industry 1970-80: a Farrel frontier characterisation. *The Journal of Industrial Economics*, 33(3):295-316, Mar. 1985.

Tyler, W. Technical efficiency in production in a developing country: an empirical examination of the Brazilian plastics and steel industries. *Oxford Economic Papers*, 31(3):477-95, Nov. 1979.

———. *The Brazilian industrial economy*; selected essays. Rio de Janeiro, 1980.

———. Incentivos às exportações e às vendas no mercado interno: análise da política comercial e da discriminação contra as exportações. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 13(2):543-74, Aug. 1983.

Wells, L. Economic man and engineering man: choice in a low wage country. *Public Policy*, 21(3):319-42, Summer 1973.