

Eficiência Técnica e Características da Propriedade Industrial numa Nação em Desenvolvimento:

Um Estudo do Caso Brasileiro

William G. Tyler(*)

R E S U M O

Este trabalho representa uma dupla tentativa:

(i) descrever a magnitude da atividade de empresas estrangeiras no setor manufatureiro do Brasil, emitindo alguns juízos qualitativos sobre o desempenho econômico de diferentes grupos de empresas enquanto classificadas por propriedade; e

(ii) empregar análise e estimativas de função de produção para avaliar a diferença relativa entre empresas privadas de propriedade doméstica, governamental e estrangeira com respeito a eficiência técnica e economias de escala. Descobriu-se que existem diferentes funções de produção para diferentes classes de propriedade.

1 INTRODUÇÃO

Uma das características mais notáveis da industrialização após a Segunda Guerra Mundial nas nações menos desenvolvidas é o papel desempenhado pelas empresas estrangeiras. Sua par-

(*) O Autor é professor da Universidade da Flórida. Este trabalho é fruto da pesquisa empreendida pelo autor no Sondersforschungsbe- reich 86 («Weltwirtschaft und internationale Wirtschaftsbeziehungen») Projekt IA, com auxílio financeiro provido pelo Deutsche Forschungs- gemeinschaft para o Institut für Weltwirtschaft em Kiel, Alemanha Ocidental.

ticipação na manufatura tem crescido de forma dramática em praticamente todas as nações que têm seguido uma estratégia de industrialização baseada na substituição de importações. Isto é especialmente verdadeiro para a América Latina. A política industrial passou a contar com as empresas estrangeiras em termos de capital, tecnologia e capacidade empresarial.

O convite à participação das empresas estrangeiras e o oferecimento de um ambiente hospitaleiro e lucrativo proporcionaram um meio de preencher a lacuna existente entre as capacidades domésticas imediatas e as exigências de rápida industrialização, especialmente naquelas indústrias não-tradicionais onde os investimentos eram grandes e maciços e os requisitos técnicos imensos.

Depois do estabelecimento de empresas estrangeiras numa nação em desenvolvimento, um número considerável de questões importantes vêm à luz. Por exemplo, as empresas de propriedade ou controle estrangeiro são diferentes das empresas privadas de propriedade doméstica? Se assim for, de que modo se apresentam diferentes coisas tais como intensidade de fator, tamanho, lucratividade, eficiência técnica, e economias de escala? Diferenças sistemáticas teriam implicações políticas e econômicas relevantes no que toca à criação de empregos, participação futura na economia e possível dependência externa. Este trabalho tentará derramar alguma luz sobre estas questões em uma nação — o Brasil. A seção 2 examinará brevemente a magnitude da presença de empresas estrangeiras no setor manufatureiro brasileiro ao lado de algumas características econômicas básicas observadas por diferentes categorias de propriedade. A seção 3 vai empregar análise de função de produção para examinar diferenças em estimativas de função de produção para empresas privadas estrangeiras e domésticas. Uma análise de diferenças em eficiência técnica e economias de escala será conduzida dentro deste arcabouço.

2. MAGNITUDE E NATUREZA DA PARTICIPAÇÃO DE EMPRESAS ESTRANGEIRAS NO SETOR MANUFATUREIRO BRASILEIRO

Um estudo recente do autor tentou quantificar a magnitude dos empreendimentos estrangeiros e controlados pelo governo

no setor manufatureiro brasileiro⁽¹⁾. Empregando a informação de balanço disponível para um grande número de empresas individuais, estimou-se que em 1971 as respectivas participações no total de ativos líquidos controlados por empresas estrangeiras, do governo e de propriedade privada doméstica eram 34,4%, 18,5% e 47,1%. As empresas estrangeiras tinham uma participação nos ativos de quase todas as atividades industriais mas as maiores concentrações seriam achadas no tabaco (98%), maquinaria (68%), borracha (62%), equipamento elétrico (65%), produtos farmacêuticos (61%) e equipamento de transporte (57%). O papel ativo seguido pelo governo brasileiro tem contrabalançado a enorme participação de empresas estrangeiras na economia industrial brasileira⁽²⁾. Este papel é evidenciado em parte pelo rápido crescimento de empresas governamentais e por sua concentração nos setores-chaves da mineração, aço e produtos químicos.

Com o estabelecimento de um número significativo de empresas estrangeiras e governamentais no setor industrial brasileiro, surgem questões quanto às diferenças econômicas entre empresas estrangeiras, governamentais e privadas domésticas. Admite-se frequentemente a hipótese de que as empresas estrangeiras são relativamente mais eficientes quando comparadas às domésticas privadas ou às governamentais⁽³⁾. Tecnologia superior e melhor administração, frequentemente de acordo com o critério de eficiência-X, são considerados causadores de uma eficiência relativa maior para o empreendimento estrangeiro. Várias características econômicas, que podem se refletir em maior eficiência, podem ser diretamente observadas através do arquivo de microdados reunidos das empresas industriais brasileiras.

(1) William G. TYLER — **Manufactured Export Expansion and Industrialization in Brazil**, Tubingen; J. C. B. Mohr, 1976, pp. 47-58.

(2) V. Werner BAER, Richard NEWPARKER e Thomas J. TREBAT — «Considerações sobre o Capitalismo Estatal no Brasil: Algumas Questões e Problemas Novos», **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 6 (3), dezembro, 1976, pp. 727-754.

(3) Afirmações ao longo destas linhas são frequentemente achadas na literatura polêmica que ou exalta as virtudes do investimento estrangeiro direto ou o condena.

Ceteris paribus a lucratividade maior nas empresas estrangeiras refletiria maior eficiência econômica. Contudo, pelos dados do levantamento brasileiro, como compilados pela revista Visão, a possibilidade de maior eficiência para empresas estrangeiras não parece estar refletida em maior lucratividade. A Tabela 1 mostra as taxas médias de lucro para indústrias individuais, aos níveis de dois e três dígitos. Enquanto a lucratividade média para todas as indústrias estrangeiras é ligeiramente superior à das firmas de propriedade doméstica, não há padrão discernível entre os desagregados. Extrair quaisquer conclusões seguras destes dados de lucro, ou mesmo usá-los para propósitos analíticos, é de qualquer forma impossível devido à probabilidade de uma tendência sistemática de não citação de todos os lucros das indústrias estrangeiras. Em virtude das regulamentações de câmbio externo, supõe-se que as firmas estrangeiras no Brasil remetam os lucros reais para a matriz através de importações com superfaturamento das filiais. Na Tabela 1 pode se observar que a lucratividade das empresas governamentais tende a ser mais baixa (exceto na mineração) que a das estrangeiras ou mesmo daquelas de propriedade doméstica. Este é o caso especialmente na indústria do aço, que é dominada pelos empreendimentos governamentais e onde tem sido objetivo expresso de política manter um teto antiinflacionário sobre os preços do aço. De novo, como com as firmas estrangeiras, pouco se pode inferir sobre eficiência relativa dos dados de lucro disponíveis.

A eficiência, e talvez a lucratividade, podem ser também positivamente relacionadas ao tamanho das firmas. A eficiência passada pode ter resultado em crescimento do tamanho da firma. Da Tabela 1 pode se ver que a empresa industrial estrangeira média é mais ou menos o dobro do tamanho (medido pelos ativos totais) das indústrias privadas de propriedade doméstica incluídas na amostra. Esta última média, entretanto, não tende a ser significativa pois só as maiores empresas do Brasil foram incluídas na amostra. Ainda assim, é praticamente claro que as empresas estrangeiras, cuja maior parte está incluída na amostra, tendem a ser maiores. As empresas governamentais tendem a ser ainda maiores, embora devam ser consideradas à parte. Seu enorme tamanho médio reflete esforços conscientes do governo para estabelecer grandes empresas supostamente além das capacidades organizacionais e financeiras do setor privado, especialmente o doméstico.

TABELA 1

INTENSIDADE DE CAPITAL MÉDIO, LUCRATIVIDADE E TAMANHO DE FIRMA POR INDÚSTRIA NO BRASIL, DE ACORDO COM PROPRIEDADE AMOSTRA DO CONJUNTO DE MICRODADOS, 1971

INDÚSTRIA	Número de Empresas na Amostra (N) ^a			Razão Capital Médio-Trabalho (K/L) (mil cruzeiros/empregado)			Lucratividade média expressa como razão de lucros para fundos ^b totais			Média dos fundos ^b totais (milhão de cruzeiros)		
	Empresas Estrangeiras	Empresas Privadas de Propriedade Doméstica	Empresas Governamentais	Empresas Estrangeiras	Empresas Privadas de Propriedade Doméstica	Empresas Governamentais	Empresas Estrangeiras	Empresas Privadas de Propriedade Doméstica	Empresas Governamentais	Empresas Estrangeiras	Empresas Privadas de Propriedade Doméstica	Empresas Governamentais
Mineração	10	8	1	145.4	28.8	184.6	.203	.216	.240	65.7	14.0	1.779.9
Mineração metálica	7	2	1	200.6	38.9	184.6	.188	.044		67.8	7.5	1.779.9
Mineração não metálica	3	6		16.7	25.5		.231	.262		25.0	15.7	
Manufaturas minerais não-metálicas	15	37		50.8	47.1		.127	.151		43.1	28.9	
Cimento	4	15		99.8	91.3		.122	.120		54.2	50.5	
Cerâmica e produtos de cimento	3	18		46.2	16.6		.106	.181		36.9	13.6	
Vidro e produtos do cristal	5	1		39.1	9.7		.169	.058		54.5	33.0	
Outros prod. minerais não-metálicos	3	3		9.2	20.8		.095	.101		7.1	39.7	
Metalurgia	34	63	5	35.5	24.0	125.0	.187	.177	.070	51.3	28.8	895.3
Ferro e Aço	7	10	5	46.5	27.2	125.0	.190	.104	.070	109.4	41.8	595.3
Metais não-ferrosos	7	6		82.8	61.7		.110	.105		30.2	87.5	
Produtos diversos de metal	20	67		22.1	20.2		.214	.197		15.0	20.7	
Maquinaria	29	34		23.1	14.0		.238	.261		36.1	17.8	
Maquinaria industrial e equipamento	21	29		20.1	13.9		.205	.229		40.7	19.1	
Maquinaria de escritório e equipamento				42.8			.146			11.6		
Tratores e equipamento para mexer a terra	4	5		19.2	14.4		.496	.430		31.9	10.6	
Equipamento elétrico e de comunicações	20	23		17.0	19.4		.193	.196		42.0	14.0	
Equipamento elétrico	8	11		20.1	18.3		.142	.219		44.3	11.9	
Utensílios elétricos, acessórios, equipamento de comunicações	12	12		15.0	20.5		.231	.181		55.3	15.3	
Equipamento de transporte	24	31		25.8	15.8		.194	.208		138.3	21.4	
Estaleiros	3	3		28.4	17.2		.160	.194		64.2	16.7	
Equipamento ferroviário	3	1		19.8	5.0		.081	.153		88.3	13.1	
Veículos automóveis	8			37.1			.204			358.1		
Peças automobilísticas e acessórios	9	25		19.1	17.7		.214	.221		22.7	23.2	
Máquinas aéreas	1	2		5.5	41.8		.340	.084		24.3	9.9	
Madeira	3	20		46.1	15.6		.157	.176		13.2	11.4	
Móveis	1	9		11.4	8.9		.183	.220		6.8	12.2	
Papel	5	18		38.2	46.9		.292	.101		52.5	38.0	
Borrache		8			11.5			.232			13.3	
Couro		5			22.1			.166			10.1	
Produtos químicos	41	43	3	82.2	49.5	102.5	.156	.182	.166	72.8	29.3	2.486.0
Produtos químicos e petroquímicos	30	23	2	93.6	44.7	68.3	.148	.190	.160	49.8	30.6	242.3
Refinação e distribuição do petróleo	5	10	1	80.3	79.9	171.1	.239	.201	.179	202.3	68.5	6.973.4
Gás natural	5	1		26.4	7.5		.129	.251		69.0	39.1	
Óleos vegetais	1	9		29.6	32.5		.178	.131		102.3	15.0	
Produtos farmacêuticos	7	5		16.1	20.8		.218	.198		20.2	16.5	
Perfumeria	2	6		8.4	11.8		.265	.166		11.9	12.7	
Plásticos	5	11		56.8	31.7		.169	.129		39.0	17.9	
Têxteis	17	89		36.4	15.0		.155	.157		46.0	14.9	
Fiação e tecelagem	13	75		41.6	14.8		.122	.180		52.4	13.0	
Produtos têxteis acabados	4	14		19.4	16.1		.273	.133		22.1	14.1	
Roupas	4	19		13.9	11.1		.145	.202		69.7	11.3	
Alimentos	13	104		91.1	36.5		.151	.150		54.9	18.7	
Produtos em grão	3	17		42.4	47.0		.145	.211		67.6	22.2	
Produtos de carne	1	13		14.5	22.6		.281	.201		126.8	17.0	
Produtos do mar		10			53.0			.144			16.9	
Leites e queijos	1	2		25.6	13.9		.088	.153		70.6	10.6	
Açúcar e síccol		37			29.4			.104			20.4	
Café solúvel	2	2		404.1	79.3		.020	.190		23.7	41.8	
Produtos alimentícios diversos		23		34.9	32.5		.152	.155		62.2	14.5	
Bebidas	4	17		58.8	30.3		.214	.139		25.9	35.5	
Tabaco	1			16.3			.032			21.1		
Impressão e publicação		18			15.4			.212			26.9	
Jornais		2			24.8			.096			18.0	
Impressão e outras publicações		16			14.2			.188			26.4	
Manufaturas diversas	5	13		19.2	15.2		.419	.153		99.6	84.0	
Conglomerados	1	3		41.6	29.3		.190	.132		549.2	980.5	
Instrumentos científicos e profissionais	2	1		12.6	6.6		.444	.269		7.9	8.4	
Produtos diversos	2	9		14.5	11.4		.494	.137		12.2	16.9	
TOTAL	240	601	9	47.4	26.4	124.2	.187	.203	.121	59.2	22.4	1.622.1

FONTE: Computação do autor da pasta de microdados

NOTAS: a) O número de empresas listadas inclui somente aquelas para as quais existem dados de vendas, capital e emprego. O número de firmas para as quais informação de vendas, ativos e lucro existia, foi maior.

b) Inclui todas aquelas empresas para as quais informações de vendas, ativos e lucro eram disponíveis.

Proporções mais altas de capital-trabalho (K/L) também podem ajudar a explicar algumas diferenças em eficiência observadas entre empresas estrangeiras e domésticas. A evidência quanto a se as firmas estrangeiras agravam o problema de proporções de fator em nações menos desenvolvidas, empregando técnicas mais capital-intensivas na produção, é confusa⁽⁴⁾. Os microdados brasileiros, resumidos na Tabela 1, dão suporte à visão de que a intensividade de capital para as empresas estrangeiras é mais alta que para as empresas privadas de propriedade doméstica. Para todas as empresas manufatureiras na amostra brasileira, as razões K/L médias foram, em termos estatísticos, significativamente mais altas que para as empresas privadas locais. Além disso, na maior parte das indústrias individuais e subindústrias as razões K/L médias foram mais altas para as firmas estrangeiras⁽⁵⁾. As empresas governamentais, por outro lado, são vistas como ainda mais altamente capitalizadas.

(4) Estudos por STRASSMAN, LITTLE, SCITOVSKY e SCOTT concluíram que as empresas estrangeiras têm mais probabilidade de aplicar técnicas intensivas de trabalho em países subdesenvolvidos que as domésticas. V. W. Paul STRASSMAN — *Technological Change and Economic Development: The Manufacturing Experience of Mexico and Puerto Rico*, New York Cornell University Press, 1968; e Ian LITTLE, Tibor SCITOVSKY e Maurice SCOTT — *Industry and Trade in Some Developing Countries: A Comparative Study*, Londres: University of Oxford Press, 1970. Por outro lado, um estudo recente por Mason apresentou alguma evidência de que as empresas estrangeiras no México e nas Filipinas empregam mais técnicas intensivas de capital que suas contrapartes locais. V. R. HAL MASON — *Some Observations on the Choice of Technology by Multinational Firms in Developing Countries*, *The Review of Economics and Statistics*, 45 (3), agosto, 1973, pp. 349 — 355. Para um estudo similar apresentando evidência mista, v. Benjamin I. COHEN — *Comparative Behavior of Foreign and Domestic Export Firms in a Developing Economy*, *The Review of Economics and Statistics*, 45 (2), maio, 1973, pp. 190 — 197.

(5) Um modo final de interpretação da Tabela 2 se exige aqui. As variâncias das médias apresentadas na Tabela 2 em geral foram relativamente grandes. Consequentemente, as diferenças entre as médias das empresas de propriedade privada doméstica e estrangeiras foram com frequência estatisticamente insignificantes ao nível de 5%. Para testar diferenças significativas foi empregado o equivalente de um teste ANOVA. Foram usadas variáveis dummy para as categorias de propriedade como uma variável independente nas regressões para diferentes grupos de indústrias e as relações K/L, taxas de lucro, e ativos como variáveis dependentes.

3. EFICIÊNCIA TÉCNICA E CÁLCULOS DE FUNÇÃO DE PRODUÇÃO

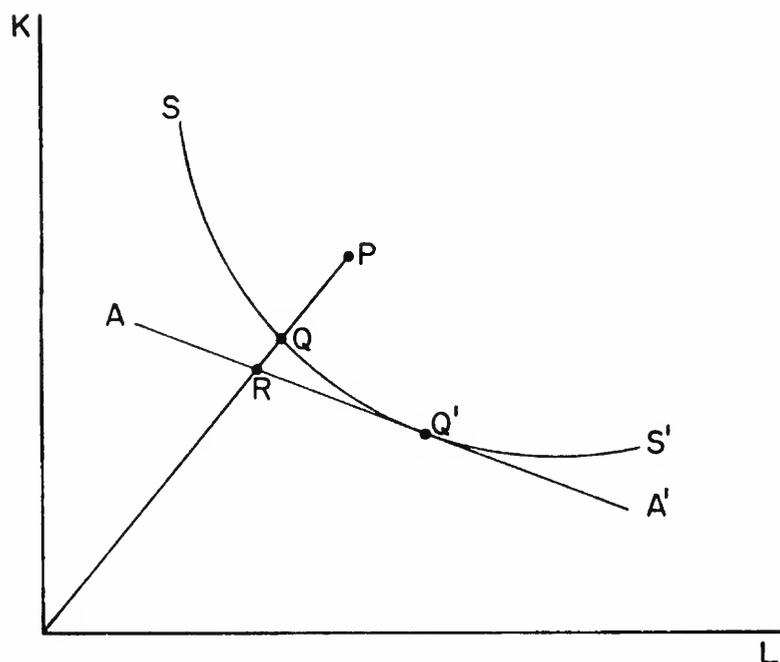
3.1. CONSIDERAÇÕES TEÓRICAS

Até este ponto, temo-nos referido à eficiência somente em termos vagos e gerais. Certamente a tentativa de discutir ou medir eficiência através de razões de insumo-produto ou insumo-insumo é sem sentido e sem base teórica. Portanto, faz-se necessária uma especificação mais precisa de eficiência econômica. Adotaremos a interpretação de FARRELL de eficiência econômica, ou geral, como composta de dois componentes distintos e separáveis — eficiência técnica e eficiência preço⁽⁶⁾.

Seguindo o enfoque de Farrell a distinção entre eficiência técnica e preço pode ser demonstrada através de um diagrama de uma isoquanta de produção unitária. O ponto P no Gráfico 1 representa uma empresa produzindo numa combinação observada de dois fatores — K e L — para produzir a unidade de produção Y. A isoquanta SS' representa as várias combinações de fatores para uma empresa perfeitamente eficiente produzir a unidade de produção Y. Na proporção de fatores representada por OP uma empresa eficiente poderia produzir a unidade de produção com a combinação Q de cada fator de preferência a P. Dada a função de produção eficiente representada por SS', qualquer ponto acima de SS' indica ineficiência técnica. PQ representa um uso ineficiente de recursos pois uma indústria perfeitamente eficiente poderia produzir a mesma unidade de produto que as firmas operando em P com somente OQ/OP outro tanto de cada fator. A razão OQ/OP é então uma medida adequada de eficiência técnica.

A ineficiência econômica pode resultar também de uma falha para maximizar lucros através de substituição ótima de fatores. No Gráfico 1 AA' representa uma linha isocusto com seu grau de inclinação igual à razão entre os preços dos fatores. Com os dados preços dos fatores Q' é o ponto de maximização do lu-

(6) M. J. FARRELL — The Measurement of Productive Efficiency, *Journal of the Royal Statistical Society, Série A (Geral)*, Vol. 120, 1957, pp. 253 — 290. Para uma discussão e extensão do enfoque de Farrell, v. Marc NERLOVE — *Estimation and Identification of Cobb-Douglas Production Functions*, Chicago: Rand McNally, 1965.

GRÁFICO - I

cro sobre a isoquanta eficiente SS' . Enquanto ambos Q e Q' indicam pontos tecnicamente eficientes, somente Q' é eficiente tanto tecnicamente como em preço. Uma firma operando em Q tem custos mais elevados de produção que uma produzindo em Q' . Os custos de produção em Q' correspondem somente a OR/OQ daqueles em Q . Esta razão representa a eficiência preço em Q .

A empresa operando em P é ineficiente tanto tecnicamente como em preços. Se esta fosse perfeitamente eficiente, seus custos equivaleriam somente a OR/OP do que são operando em P . Este quociente representa então eficiência total, ou econômica. Ela é igual ao produto das eficiências técnica e preço, isto é, $OQ/OP \cdot OR/OQ$.

Diferenças nas relações produto e insumo-insumo para firmas produtoras podem ser explicadas no contexto da teoria neoclássica da produção sob três tópicos separados:

- (i) diferenças em eficiência preço;
- (ii) diferenças em eficiência técnica como sintetizadas na função de produção; e
- (iii) diferenças no ambiente econômico, refletindo possíveis diferenças nos preços do produto e dos fatores entre firmas.

A presença simultânea destas três considerações torna difícil distingui-las empiricamente. Lau e Yotopoulos conceberam um método para medir eficiência econômica relativa através de uma função de lucro usada em conjunto com uma função de produção⁽⁷⁾. Uma vez que os dados de lucro na nossa coleção de microdados brasileiros são considerados incertos, a análise através de uma função de lucro não é possível. Além disso, a função de produção em si mesma não pode ser usada para examinar eficiência além de eficiência técnica.

Também se deve fazer menção ao ambiente econômico. É claro que no Brasil diferentes empresas se defrontam com diferentes preços relativos de fatores. Esta é uma aparente explicação possível para a razão capital-trabalho mais alta observada para as empresas estrangeiras. O capital no Brasil tem sido mais barato para estas últimas, que tendem a ser maiores e mais capazes de obter acesso privilegiado a crédito doméstico barato. No passado tal crédito foi frequentemente disponível para emprestadores privilegiados a taxas de juros reais negativas. A posição privilegiada de emprestadores de grandes empresas estrangeiras para crédito doméstico se estabelece a partir de um acesso maior a créditos estrangeiros da parte dessas empresas. Através de regulamentos especiais planejados na década de 1950 para promover investimento estrangeiro direto no Brasil, as empresas estrangeiras também têm experimentado maior facilidade na importação de bens de capital, geralmente a taxas de câmbio superestimadas⁽⁸⁾. Justamente por isso, um levantamento por entre-

(7) Lawrence J. LAU e Pan A. YATOPOULOS — A Test for Relative Efficiency and Application to Indian Agriculture, *American Economic Review* 61 (1), março, 1971, pp. 94 — 109.

(8) Um argumento paralelo poderia ser seguido com respeito às empresas governamentais. Em seus estágios iniciais estas firmas eram providas de crédito altamente subsidiado, quase ilimitado, e demandas prioritárias no câmbio externo a taxas sobrefaturadas.

vistas empreendido pelo autor sugeria que as empresas estrangeiras, incertas sobre as condições de mercado a curto prazo, mas contando com uma demanda crescente para seus produtos, irão acumular capital, isto é, manter estoques não utilizados de capital com mais probabilidade que as firmas domésticas. Finalmente, no passado se verificaram algumas restrições sobre as repartições de lucro nas empresas estrangeiras operando no Brasil. Face a ganhos retidos domesticamente e magras alternativas de investimento num mercado de capital subdesenvolvido e distorcido, tem havido uma tendência das firmas estrangeiras a reinvestir e, assim, aumentar as razões K/L.

A mão-de-obra também é considerada como efetivamente mais cara para as empresas estrangeiras. Estas têm, ou julgam ter, mais probabilidade de serem rigorosamente policiadas com respeito à legislação de trabalho existente que as domésticas, especialmente as pequenas. São portanto mais circunspectas no respeito a tais regulamentos, cujo efeito é aumentar os custos do produtor para empregar trabalho acima daqueles a que muitas empresas domésticas estão sujeitas. Similarmente, é postulado, novamente sobre a base de um levantamento de entrevistas efetuado no Brasil, que as firmas estrangeiras colocam um prêmio relativamente mais alto sobre a paz de trabalho e uma boa imagem pública. Estes objetivos — que podem ser inteiramente racionais para uma empresa operando num ambiente estrangeiro potencialmente hostil — podem ser cultivados e em parte atingidos com salários mais altos. Deve-se notar também que, ao contrário da situação descrita numa função de produção de dois fatores, o trabalho raramente é homogêneo. O trabalho especializado, em vários graus, pode ser substituído por trabalho sem especialização, tornando as comparações da razão K/L menos significativas.

3.2. CÁLCULOS DE FUNÇÃO DE PRODUÇÃO

O procedimento usado para examinar eficiência técnica para diferentes grupos de empresas é o cálculo de função de produção. A capacidade administrativa em usar recursos econômicos é específica da firma. Capacidade empresarial é geralmente suposta como um fator fixado não acessível à fácil mensuração. Se pudessemos considerar capacidade empresarial e administrativa operando dentro da função de produção, isto seria no contexto de eficiência técnica. Em cálculos de função de produção “cross-

section”, a capacidade empresarial e administrativa são geralmente assumidas como distribuídas ao acaso através das empresas. Mas na realidade este pode não ser o caso. Maior capacidade empresarial pode ser associada com certas classes de empresas e não com outras. Neste caso, cálculos OLS podem introduzir um “viés empresarial” nos cálculos⁽⁹⁾. Em outras palavras, se diferenças sistemáticas de eficiência técnica são ignoradas, os valores dos parâmetros derivados através da função de produção podem ser tendenciosos. Na verdade, pode até haver funções de produção separadas para diferentes grupos de empresas.

Se a especificação da função de produção e os valores dos parâmetros de função são os mesmos para todas as empresas e classes de empresas, as diferenças em eficiência técnica são refletidas no valor do intercepto de uma firma individual na função de produção. Isto fornece um instrumento para examinar diferenças em eficiência técnica entre firmas. Hoch e Mundlak demonstraram como a eficiência técnica específica de firma pode ser analisada através da análise de covariação da função de produção⁽¹⁰⁾. O que é requerido para este procedimento é uma combinação de dois conjuntos de observações para firmas individuais, seja uma cross-section ou uma série temporal. Faltando estes dois conjuntos de dados, as firmas podem ser agrupadas e a eficiência técnica relativa pode ser examinada entre os grupos. Em adição, as funções de produção podem ser calculadas para cada grupo; as hipóteses podem ser testadas quanto à significação de diferenças em cálculos de grupo.

Os métodos usados para calcular as funções de produção são equação simples, mínimos quadrados ordinários. Enquanto que o viés de simultaneidade e outros problemas associados com cálculos OLS de função de produção são claramente reconhecidos⁽¹¹⁾, supôs-se que estas limitações não iriam prejudicar apreciavelmente os resultados empíricos no presente exercício. Os

(9) Irving HOCH — Estimation of Production Parameters and Testing for Efficiency, *Econometrica*, Vol. 23, julho, 1955, pp. 325 — 326, e Yair MUNDRAK — «Empirical Production Function Free of Management Bias», *Journal of Farm Economics*, 43 (1), fevereiro, 1961, pp. 44 — 56.

(10) Ibid.

(11) Para uma discussão de alguns destes problemas, v. A. A. WALTER — Production and Cost Functions: «An Econometric Survey», *Econometrica*, 31 (1—2), janeiro — abril, 1963.

cálculos interempresas são efetuados de uma cross-section de informação para estabelecimentos industriais.

Os dados usados nos cálculos são do conjunto de microdados de 1971, descrito acima, cobrindo um grande número de empresas manufatureiras operando no Brasil. Através da eliminação de observações de empresas com dados ausentes, um total de 850 empresas industriais foram incluídas no conjunto. Está incluída informação sobre capital, empregados, e vendas. A variável de capital é uma variável de estoque envolvendo o valor nominal lotado do capital físico da firma mas ajustado à inflação. Idealmente deveria representar o valor de reposição mas, provavelmente, não o faz por causa de esquemas acelerados de depreciação. Os serviços da mão-de-obra são dados para serem definidos em unidades de total de anos por homem empregado. Infelizmente informação de valor adicionado não era disponível nos balanços que compunham o conjunto de dados⁽¹²⁾; fez-se necessário usar dados de vendas como uma “proxy” para a produção da empresa.

Três especificações diferentes da função de produção são empregadas na análise — a Cobb-Douglas, a CES, e uma função translog mais generalizada, não-homotética⁽¹³⁾. A tradicional Cobb-Douglas é loglinear e pode ser calculada diretamente da equação de cálculo OLS:

$$(1) \ln X_i = \ln A + \alpha \ln K_i + \beta \ln L_i$$

quando $X =$ vendas (substituto para produto), $K =$ o estoque de capital físico da firma, $L =$ trabalho definido como anos por homem do total de empregados, e α e β são as respectivas elasticidades do produto para capital e trabalho. Como se especifica na função de produção, a constante A serve para vários fins e pode ser interpretada como eficiência técnica⁽¹⁴⁾.

(12) A existência de informação sobre salários também teria permitido uma análise empírica mais aprofundada.

(13) Para uma discussão de funções de produção translog, v. Laurits R. CHRISTENSEN, Dale W. JORGENSEN e Lawrence J. LAU — Transcendental Logarithmic Production Frontiers, *The Review of Economics and Statistics*, 45 (1), fevereiro, 1973, pp. 28 — 45.

(14) Para a aplicação empírica pioneira desta interpretação, v. Robert M. SOLOW — Technical Change and the Aggregate Production Function (...)

Ao focar o intercepto da função de produção, pode-se analisar as diferenças em eficiência técnica entre firmas domésticas e estrangeiras⁽¹⁵⁾. O enfoque mais direto envolve a introdução de uma variável dummy para o intercepto D_F (onde as firmas estrangeiras = 1 e as firmas domésticas = 0) na equação de cálculo (1) dando-nos:

$$(2) \ln X_i = \ln A + \gamma D_{Fi} + \alpha \ln K_i + \beta \ln L_i.$$

Um coeficiente de regressão γ positivo e estatisticamente significativo para D_F indicaria maior eficiência técnica para firmas estrangeiras⁽¹⁶⁾.

Os resultados dos cálculos OLS para as equações (1) e (2) para o total de empresas industriais estão sintetizados na Tabela 2. Ambas as equações se ajustam bem aos dados; todos os coeficientes calculados são significantes. O coeficiente da variável dummy D_F é positivo e significativo, sugerindo maior eficiência técnica da parte das firmas estrangeiras quando todas as firmas são consideradas juntas. Entretanto, desagregando por indústria o quadro é menos claro. Enquanto na maior parte dos casos o sinal do coeficiente "dummy" foi positivo, em somente três indústrias (maquinaria, farmacêuticos e têxteis) a variável "dummy" foi estatisticamente significativa ao nível de 5 por cento⁽¹⁷⁾.

(...)

tion *The Review of Economics and Statistics*, 39 (3, agosto, 1957, pp. 312 — 320.

(15) Deve-se, entretanto, tomar cuidado com tal interpretação na ausência de dados de valor adicionais. Com o uso de produto bruto nos dados de vendas, aquelas firmas empregando mais produtos intermediários parecerão mais eficientes que aquelas empregando menos. Nossa suposição implícita é de que a relação entre valor adicionado e produto total é a mesma para firmas domésticas e estrangeiras dentro de uma determinada indústria. O fato de essa relação diferir através de indústrias fornece comparações interindústrias de eficiência técnica altamente delicadas no presente contexto analítico.

(16) A hipótese nula é: $H_0: \gamma = 0$, indicando níveis iguais de eficiência técnica para firmas domésticas e estrangeiras. Se rejeitada deve ser aceita a hipótese alternativa ($H_A: \gamma \neq 0$).

(17) Os resultados destes cálculos estão no Apêndice na Tabela A-1.

TABELA 2
CÁLCULOS DE FUNÇÃO DE PRODUÇÃO INTEREMPRESAS PARA UM LEVANTAMENTO
DE 1971 DE EMPRESAS INDUSTRIAIS BRASILEIRAS (N = 850)

Intercepto lnA ou lnB	Y	a	a	β	β_2	ϵ_1	ϵ_2	ϵ_3	ϵ_{31}	ϵ_{32}	ϵ_{33}	R^2
Cobb-Douglas												
Equação (1)	3.489	—	307 (10.264)	—	.618* (17.773)	—	—	—	—	—	—	.58
Equação (2) ^(a)	3.732	274 (4.367)	271* (8.552)	—	.620* (17.511)	—	—	—	—	—	—	.56
Equação (3) ^(a)	4.357	-1.098* (2.285)	.016 (0.251)	.255* (6.241)	.550* (12.800)	.193* (2.699)	—	—	—	—	—	.56
CES aproximado												
Equação (5)	3.288	—	—	—	—	-.077* (2.852)	.462* (4.863)	-.025** (1.667)	—	—	—	.74
Equação (5) ^(a)	3.387	.279* (4.486)	—	—	—	-.100* (4.070)	.472* (5.005)	-.032* (2.144)	—	—	—	.16
Aproximação Translog												
Equação (6)	9.229	—	—	—	—	-1.474* (6.068)	-.389** (1.708)	—	-.010 (.617)	.132* (4.077)	-.044** (1.912)	.17

Notas: a) Todas as empresas do governo foram excluídas de modo que o número de casos (N) é igual a 841 em vez de 850.

(*) Indica significância estatística ao nível de 5%.

(**) Indica significância estatística ao nível de 10%.

Os números em parênteses abaixo dos coeficientes de regressão são os valores t.

Fonte: Cálculos OLS de regressão.

O teste acima, delineado na equação (2), assume que as elasticidades do produto das firmas estrangeiras e domésticas são iguais. A única coisa que é considerada diferente entre ambos os grupos de firmas é o intercepto da função de produção, que é visto como refletindo diferentes níveis de eficiência técnica. Retirar a hipótese de que a elasticidade do produto são as mesmas para empresas estrangeiras e domésticas é equivalente a admitir que estas possam possuir funções diferentes de produção, mas ainda Cobb-Douglas. Variáveis dummy para a declividade para firmas estrangeiras podem ser introduzidas na Equação (2) para dar-nos:

$$(3) \ln X_i = \ln A + \gamma D_{Fi} + \alpha \ln K_i + a_1 (D_{Fi} \ln K_i) \\ + \beta \ln L_i + a_2 (D_{Fi} \ln L_i)$$

Os coeficientes a_1 e a_2 são interpretados então como sendo as diferenças das respectivas elasticidades de produto para firmas estrangeiras em relação a firmas domésticas. Calcular (3) é o mesmo que dividir a amostra colhida em dois grupos, para firmas estrangeiras e domésticas e calcular a Equação (1) para cada.

Os resultados do cálculo (3) para todas as firmas industriais na amostra estão sumariados na Tabela 2. Como é visto, a dummy para o intercepto não é mais positiva mas negativa, enquanto ao mesmo tempo parece haver diferenças dignas de nota nas elasticidades do produto em relação ao capital e trabalho. Quando as elasticidades de produto para empresas estrangeiras e domésticas foram compelidas a ser as mesmas (na Equação (2)), as estrangeiras, como um todo, exibiram maior eficiência técnica que as domésticas. Entretanto, quando esta hipótese é relaxada, vê-se que o que era interpretado como maior eficiência técnica não era nada disso mas, antes, maiores retornos de escala para firmas estrangeiras. De fato, as empresas domésticas são vistas como possuindo maior eficiência técnica nesta formulação. De novo, a desagregação por indústria produziu resultados similares ao resultado agregado com a exceção importante dos têxteis. Nesta indústria as empresas estrangeiras parecem possuir tanto maior eficiência técnica como maiores retornos de escala.

Cumprе mencionar também as empresas de propriedade governamental como um grupo distinto de proprietários. Também parece haver uma função de produção separada para estas. O cálculo interempresas Cobb-Douglas para as empresas governa-

mentais sugere um nível de eficiência técnica inferior tanto ao das empresas estrangeiras como das de propriedade doméstica, mas retornos de escala superiores a qualquer das duas⁽¹⁸⁾.

Um teste F foi usado para testar diferenças significantes entre os cálculos da função de produção para empresas estrangeiras e domésticas no total da indústria. O valor F, calculado das apropriadas somas residuais de quadrados, foi igual a 10,812 acima do valor crítico para rejeitar a hipótese nula de igualdade nos parâmetros calculados. Conclui-se então que as funções de produção Cobb-Douglas especificadas para firmas estrangeiras e domésticas são significantemente diferentes. É também nítida a existência de diferentes funções de produção Cobb-Douglas para diferentes indústrias e para os diferentes grupos dentro das indústrias.

Para examinar mais cuidadosamente a questão do retorno à escala, utilizou-se uma transformação da Cobb-Douglas como equação de cálculo, a saber⁽¹⁹⁾

$$(1.a) \ln \frac{K}{L} = \ln A + h \ln L + \alpha \ln \frac{K}{L}$$

onde $h = \alpha + \beta - 1 = \epsilon - 1$. Uma vantagem primária desta informação decorre de que permite um teste t direto sobre se a elasticidade de escala (ϵ) é significantemente diferente de um, isto é, de constantes retornos à escala⁽²⁰⁾. O cálculo interempresas de (1.a) para todas as empresas industriais contidas no levantamento, produzindo os mesmos resultados gerais que (1), indicou que

(18) A função de produção interempresas calculada para todas as firmas governamentais foi:

$$\ln X = -0.615 + .452 \ln K + .864^{**} \ln L \quad R^2 = .90$$

(1.525) (2.144)

onde os números em parênteses debaixo dos coeficientes de regressão são os valores t.

(19) Esta equação de foi usada por Z. Griliches e V. Ringstad — **Economies of Scale and the Form of the Production Function**, Amsterdam: North-Holland Publishing Company.

(20) O programa SPSS usado para calcular todas as equações de regressão neste trabalho não imprime a covariação de coeficientes calculados. Isto impede o teste linear padrão da hipótese nula de que $\alpha + \beta = 1$.

a soma das elasticidades de output $\alpha + \beta$ (ou $h + 1$) era significativamente diferente de 1, levando deste modo à conclusão de retornos de escala ligeiramente decrescentes para o total. Os resultados por calcular (1.a) separadamente para firmas domésticas e estrangeiras produziram os mesmos resultados básicos que os relatados na Equação (3) na Tabela 2⁽²¹⁾.

É hora agora de relaxar a hipótese de que a função de produção se conforme à especificação Cobb-Douglas. É possível que uma especificação CES, mais geral, seja mais apropriada. A função de produção CES, escrita como

$$(4) \quad X = B[\delta K^{-\rho} + (1 - \delta)L^{-\rho}]^{-\frac{\mu}{\rho}}$$

onde B , δ , ρ , e μ são os parâmetros de eficiência, distribuição, substituição e escala, pode ser calculada através de uma aproximação baseada numa expansão de série de Taylor, como sugerido por Kmenta⁽²²⁾. A equação de cálculo é

$$(5) \quad \ln \frac{X}{L} \simeq \ln B + c_1 \ln L + c_2 \ln \left(\frac{K}{L}\right) + c_3 \left[\ln \left(\frac{K}{L}\right)\right]^2$$

onde

$$c_1 = \mu - 1 = \varepsilon - 1$$

$$c_2 = \mu(1 - \delta)$$

$$c_3 = -\frac{1}{2} \rho \mu \delta (1 - \delta).$$

(21) A economia de escala poderia ser melhor examinada através de cálculos de funções de custo. A natureza precária dos dados de custo, calculados a partir das vendas brutas e informação de lucro e referida acima, levou ao abandono de tal esforço.

(22) Jan KMENTA — On Estimation of the CES Production Function, *International Economic Review*, 8 (2), 1967, pp. 180 — 189. Para uma aplicação e extensão veja Z. Griliches e V. Ringstad — *Op. Cit.*.

Deve-se observar que (5) é equivalente a (1.a) mais o termo final $c_3 \left(\ln \left(\frac{K}{L} \right) \right)^2$. Quanto mais próxima a elasticidade de substituição da função de produção for a 1 (isto é, $\rho = 0$), melhor a aproximação. Neste caso a função é reduzida à especificação Cobb-Douglas. Deste modo possuímos um teste direto de se a forma Cobb-Douglas é um modelo aceitável de cálculo. Se c_3 é significativamente diferente de zero, a forma Cobb-Douglas deve ser rejeitada.

O ajustamento de (5) aos dados fornece resultados algo ambíguos. Para o total interempresas, resumido na Tabela 2, c_3 foi estatisticamente significativa mas só ao nível de 10 por cento. Agrupando os dados do levantamento em grupos de firmas de propriedade doméstica e estrangeira, os cálculos correspondentes de (5) produziram um c_3 significativamente diferente de zero para firmas domésticas mas não para firmas estrangeiras. Isso sugeriria que a Cobb-Douglas é um modelo adequado para explicar o comportamento de produção para empresas estrangeiras mas não para firmas domésticas. Entretanto, usando a Equação (5) os cálculos da função CES interempresas para o total de empresas estrangeiras e domésticas no levantamento, produzem-se alguns resultados interessantes. Estes resultados, resumidos na Tabela 3, sugerem que, quando as especificações CES são usadas para explicar o comportamento de produção entre empresas privadas de propriedade doméstica e estrangeira, (1) as empresas estrangeiras possuem maiores retornos à escala, (2) exibem elasticidades mais elevadas de substituição de fatores, mas (3) as domésticas podem possuir maior eficiência técnica, estritamente definindo. O uso da forma CES, entretanto, ao permitir diferenças na elasticidade de substituição, atua para fechar apreciavelmente a lacuna observada em eficiência técnica entre empresas estrangeiras e domésticas, como se viu no cálculo de funções Cobb-Douglas separadas para cada grupo. As diferenças em eficiência técnica entre os dois, como calculado através da aproximação CES, parecem desprezíveis.

Uma possível rejeição da especificação Cobb-Douglas através da análise dos resultados de cálculo de (5) não significa necessariamente que a forma CES deva ser aceita. Uma função de produção ainda mais geral que CES pode ser a forma aceitável. A função CES é homotética, isto é, a razão K/L é constante, sem consideração pela escala de produção. A não homoteticidade da

TABELA 3

PARÂMETROS DE FUNÇÃO DE PRODUÇÃO CES E
COBB - DOUGLAS INTEREMPRESAS, TOTAL DE
EMPRESAS DOMÉSTICAS E ESTRANGEIRAS

	Número de Firmas N	Intercepto ($\ln A$ ou $\ln B$)	Elastici- dade de Escala ($\alpha + \beta$ ou μ)	Elastici- dade de Substi- tuição σ
Cobb-Douglas				
Estrangeiras	240	3.21	1.01	1.00
Domésticas	601	4.31	.80	1.00
CES				
Estrangeiras	240	3.15	1.01	.92
Domésticas	601	3.74	.80	.31

Fonte: Computado de cálculos de função de produção OLS.

função de produção parece eminentemente plausível. Observou-se acima que, enquanto há grande variação nas razões K/L entre as firmas, as empresas estrangeiras tendem a ser mais capital-intensivas que as domésticas. Desde que estas empresas estrangeiras também tendem a ser maiores que as domésticas, a razão capital-trabalho pode subir com a escala de produção.

Uma equação mais generalizada que a (5) pode ser empregada para testar homoteticidade. Expandindo o termo quadrado em (5), uma função de produção translog pode ser calculada como

$$(6) \quad \ln \frac{X}{L} = \ln B + c_1 \ln L + c_2 \ln \left(\frac{K}{L} \right) + \\ + c_{31} (\ln K)^2 - 2c_{32} (\ln K \ln L) + c_{33} (\ln L)^2$$

Homoteticidade exige que $c_{31} = c_{32} = c_{33} = c_3$. Segundo Griliches e Ringstad, isto pode ser testado como uma hipótese linear. Se a hipótese nula de igualdade é rejeitada, uma função de produção não-homotética, mais geral, é a especificação mais apropriada. A Equação (6) foi ajustada aos dados com os resultados tal como relatado na Tabela 3. Um teste F de hipótese nula da igualdade de c_{31} , c_{32} , c_{33} , e c_3 levou a sua rejeição. Há razão portanto para concluir não-homoteticidade na função de produção subjacente⁽²³⁾. O coeficiente negativo significativo para o quadrado de $\ln L$ indica que, a preços de fator relativo constantes, a razão K/L aumenta com o output.

4. OBSERVAÇÕES DE CONCLUSÃO

O exame do conjunto de microdados brasileiros reunidos em 1971 para as empresas industriais, em conjunto com outros dados, levou-nos à conclusão de que a participação estrangeira na economia industrial brasileira é mais extensiva do que outros estudos não-polêmicos têm demonstrado. Embora nada possa se concluir dos dados com respeito à lucratividade sobre os três grupos de propriedades, as empresas governamentais e estrangeiras tendem a ser mais capital-intensivas que os empreendimentos industriais domésticos de propriedade privada. A participação das empresas governamentais e estrangeiras tem crescido rapidamente em anos recentes, levantando-se questões quanto ao futuro crescimento desses tipos de empresa e sua futura participação na economia.

A análise de função de produção empreendida como parte deste estudo demonstrou existirem funções de produção diferentes para empresas estrangeiras e domésticas independentemente da especificação da função de produção. A alegação de que as empresas estrangeiras possuem maiores níveis de eficiência técnica que as domésticas não se sustenta na análise quando se admi-

(23) Um segundo teste para homoteticidade seria agrupar firmas por tamanho e testar diferenças em funções de produção. Enquanto nossos diferentes cálculos para firmas domésticas e estrangeiras refletem isto razoavelmente, o agrupamento por tamanho posterior provou ser impossível. A maior parte das firmas cobertas neste levantamento são firmas relativamente grandes.

te a possibilidade de funções de produção diferentes. Por outro lado, há evidência, através da análise da função de produção, de que as firmas estrangeiras possuem maiores retornos de escala e maiores elasticidades de substituição. Ao mesmo tempo em que estas características não são consideradas estritamente como eficiência técnica, como se viu através do exame do intercepto da função de produção, sugerem entretanto uma vantagem relativa para as empresas estrangeiras em crescer e se ambientar em um ambiente econômico em mudança. Com base nesta evidência, e não levando em conta mudanças legais ou regularmente, é provável que as empresas estrangeiras continuarão a aumentar sua participação na economia industrial no Brasil.

A P Ê N D I C E

TABELA A-1

CÁLCULOS DA FUNÇÃO DE PROD. COBB-DOUGLAS INTEREMPRESAS, POR INDÚSTRIA
(Com e sem Dummy do Intercepto de Empresas Estrangeiras)

	N.º de Ob- servações	W	lnA	I	d	β	R ²
MINERAÇÃO							
Equação (1)	19		2.448	—	.482* (4.946)	.486* (4.866)	0.355
Equação (2)	19		2.027	.342 (1.136)	.499* (3.134)	-.500 (4.998)	0.858
MIN. NÃO METÁLICOS							
Equação (1)	52		2.235	—	.193 (1.413)	.945* (4.196)	.567
Equação (2)	52		2.139	.058 (.223)	.189 (1.557)	.943 (4.135)	.558
METALÚRGICA							
Equação (1)	122		4.475	—	.193 (3.778)	.642 (9.434)	.723
Equação (2)	122		4.444	.272 (1.065)	.158 (3.675)	.648 (9.506)	.723
MAQUINARIA							
Equação (1)	63		3.257	—	.426 (4.283)	.496* (5.127)	.691
Equação (2)	63		3.673	.318 (2.647)	.321 (3.119)	.552* (5.842)	.719

(Continua na pág. seguinte)

(Cont. da pág. anterior)

MAQUIN. ELÉTRICA									
Equação (1)	43	3.302	—	.299*	.677*	.807			
				(2.449)	(4.000)				
Equação (2)	43	2.983	.272	.322*	.714	.814			
			(1.565)	(2.669)	(6.297)				
TRANSPORTES									
Equação (1)	55	2.418	—	.195*	.941*	.904			
				(2.667)	(11.227)				
Equação (2)	55	2.712	.250**	.177*	.908	.908			
			(1.910)	(2.637)	(10.851)				
MADEIRA									
Equação (1)	23	4.699	—	.175	.550	427			
				(1.205)	(3.344)				
Equação (2)	23	5.410	.371	.056	.598	.446			
			(1.795)	(.317)	(3.807)				
MÓVEIS									
Equação (1)	10	0.143	—	1.037*	.180	.837			
				(3.096)	(8.03)				
Equação (2)	10	0.106	.175	1.021*	.704	817			
			(4.98)	(2.867)	(8.43)				
PAPEL									
Equação (1)	23	3.955	—	.240	1.336*	.450			
				(-1290)	(404)				
Equação (2)	23	3.481	.195	.242	1.325	437			
			(.563)	(-1275)	(5.263)				
BORRACHA									
Equação (1)	5	2.417	—	.357*	.651*	.967			
				(2.504)	(4.281)				
Equação (2)	--	—	—	—	—	—			

(Continua na pág. seguinte)

TABELA A-2
CÁLCULOS DE FUNÇÃO DE PRODUÇÃO COBB-DOUGLAS E CES, POR INDÚSTRIA
COBB-DOUGLAS (KMENTA) CES APROXIMADOS

		Coeficientes de			Coeficientes de			R ²		
		lnL (h)	lnK (a)L	R ²	lnB	ln ² (c ₂)	lnK (c ₂)	(lnK) ² (c ₃)	R ²	
Mineração	19	2.448	-0.033 (.093)	.633	2.443	-0.038 (.106)	0.513** (.283)	0.005 (.042)	.608	
Mín. não metálicos	52	2.155	0.134 (.138)	.016	1.793	0.446 (.140)	0.446 (.140)	-0.037 (.104)	-.001	
Metalmúrgica	122	4.475	-0.166* (.047)	.176	4.610	-0.173* (.049)	0.713 (.116)	0.015 (.020)	.173	
Maquinaría	63	3.259	-0.080 (.078)	.299	2.182	-0.076 (.073)	1.326* (.324)	-0.167* (.167)	.376	
Equip. Eléctrico	43	3.301	-0.024 (.076)	.129	2.674	-0.046 (.079)	0.916 (.120)	-0.316 (.120)	.128	
Transportes	55	2.418	0.136* (.051)	.195	2.45	0.113* (.052)	0.165 (.136)	0.008 (.031)	.008	
Madeira	23	4.699	-0.275 (.175)	.228	4.519	-0.293 (.191)	0.388 (.136)	-0.038 (.131)	.191	
Mobiliário	10	0.142	0.217 (.335)	.560	-2.381	0.203 (.190)	3.637 (2.408)	-0.619 (.568)	.572	
Papel	23	3.955	0.094 (.173)	.002	3.540	0.045 (.171)	1.858 (1.458)	-0.281 (.194)	.054	
Dorracha	8	2.417	0.009 (.070)	.380	0.823	-0.003 (.086)	1.752 (6.914)	-0.286 (1.419)	.233	
Couro	5	7.033	-0.603 (1.643)	.566	8.267	-0.003 (.865)	3.811 (1.319)	-0.996 (.319)	.709	
Prods. Químicos	87	3.706	0.032 (.116)	.007	-0.152	0.028 (.113)	1.266* (.919)	-0.278 (.218)	.058	
Prods. Farmacéuticos	12	1.729	0.336** (.158)	.241	3.017	0.372* (.161)	-1.050 (1.156)	0.218 (.214)	.248	
Perfumes	8	2.589	0.217 (.273)	-.221	7.533	0.197 (.278)	-3.963 (4.526)	0.841 (.920)	-.262	
Plásticos	16	0.762	0.149 (.140)	.741	0.841	0.155 (.157)	0.670 (.666)	0.011 (.096)	.691	
Têxteis	106	3.400	-0.160* (.088)	.216	3.693	-0.159* (.068)	0.174 (.429)	0.038 (.073)	.211	
Vestuário	23	2.736	0.149 (.106)	.152	2.883	0.003 (.102)	0.719* (.328)	-0.023 (.074)	.359	
Alimentos	117	3.092	-0.240 (.117)	.094	1.125	-0.214* (.108)	2.442* (.519)	-0.318* (.070)	.227	
Bebidas	21	5.280	-0.154 (.191)	-.070	7.246	-0.131 (.202)	-1.362 (2.776)	0.185 (.403)	-.119	
Fumo	5	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	
Imprensa e Editorial	18	3.247	-0.062 (.098)	.279	3.076	-0.098 (.107)	0.911 (.063)	-0.125 (.166)	.267	
Diversos	18	4.155	-0.172 (.122)	.063	6.983	-0.319* (.177)	-1.648* (.734)	-0.166 (.173)	.332	
Total das Indústrias	831	3.536	-0.077* (.299)	.124	3.314	-0.077* (.077)	0.459* (.459)	-0.027* (.027)	.126	
TOTAL	850	3.489	-0.075* (0.027)	.137	3.288	-0.077* (.027)	0.462* (.095)	-0.025** (.015)	.139	

NOTA: Os números entre parêntesis correspondem ao erro-padrão.

* Indica significância ao nível de 5%
** Indica significância ao nível de 10%

FONTE: Regressões OLS computados dos microdados de 1971 para as indústrias brasileiras.