

Estrutura industrial e exportação de manufaturados no Brasil: 1978 *

HELSON C. BRAGA **
EDSON P. GUIMARÃES ***

Tendo como ponto de referência teórico as recentes tentativas de integração das áreas de economia internacional e organização industrial, este trabalho procura aprofundar o conhecimento sobre os fatores determinantes do desempenho exportador da indústria brasileira de produtos manufaturados, com base em uma análise de cross-section. Nesse sentido, ele constitui um enfoque analítico complementar à abordagem convencional de séries de tempo. O modelo teórico postula uma associação entre o desempenho exportador — medido pela proporção das vendas das indústrias que é exportada — e as características estruturais mais importantes, bem como outras variáveis sugeridas pela teoria e a evidência empírica do comércio internacional. A principal conclusão extraída do estudo é que a estrutura de mercado constitui um importante fator determinante do desempenho exportador das diferentes indústrias. Em particular, o poder de mercado, refletido no grau de concentração industrial, exerce uma influência positiva e significativa sobre esse desempenho. Assim, do ponto de vista estritamente da promoção de exportações, políticas voltadas para o aumento da escala de operações das unidades produtivas seriam especialmente indicadas.

1 — Introdução

O comportamento das exportações brasileiras de produtos manufaturados foi objeto de vários estudos econométricos, surgidos desde o começo dos anos 70. Refletindo a ênfase colocada pela política comercial sobre a promoção das exportações, esses trabalhos consistiram, em sua maior parte, na estimação de funções de oferta de exportações, utilizando séries de tempo. Tem-se hoje, em consequência, um razoável conhecimento do impacto das políticas cambial e comercial (subsídios fiscais e creditícios),

* Trabalho preparado para o Instituto de Pesquisas do IPEA. Os autores agradecem a Donald V. Coes, Larry N. Willmore, Pedro Valls Pereira e a um leitor desta revista pelas críticas e sugestões feitas a uma versão anterior, sem no entanto implicá-los nos eventuais erros remanescentes. Eustáquio J. Reis prestou inestimável colaboração na operação do pacote estatístico utilizado.

** Da Faculdade de Economia e Administração da UFRJ, atualmente no Instituto de Pesquisas do IPEA.

*** Da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX).

bem como de outras variáveis ocasionalmente incluídas nos modelos explicativos das exportações brasileiras de manufaturados.

O presente trabalho retoma essa linha de pesquisa e procura aprofundar a compreensão do comportamento das exportações de manufaturados, ao examinar o efeito de outros fatores determinantes deste comportamento. Distingue-se, além disso, dos trabalhos anteriores, ao empregar uma análise de *cross-section*, em vez da abordagem tradicional de série de tempo.

Do ponto de vista teórico, o modelo inspira-se em recentes tentativas que vêm sendo feitas no sentido de integrar as áreas de economia internacional e de organização industrial. De fato, a articulação com o mercado internacional pode afetar a competição nos mercados domésticos [ver, por exemplo, Esposito e Esposito (1971), Caves (1974), Pagoulatos e Sorensen (1976a), Braga (1980), Jacquemin, Ghellinck e Huvencers (1980), Pugel (1980) e Turner (1980)]. Também as condições de competição prevalentes em mercados específicos podem influenciar a participação da indústria no comércio internacional [ver, a esse respeito, White (1974), Pagoulatos e Sorensen (1976b), Caves e Khalilzadeh-Shirazi (1977), Auquier (1980), Glejser, Jacquemin e Petit (1980) e Willmore (1986)]. É sobretudo neste segundo tipo de enfoque que se baseia o presente estudo.

Essencialmente, o modelo — *ad hoc*, por natureza — empregado no trabalho postula a associação entre o desempenho exportador (*export performance*) das diferentes indústrias e suas características estruturais mais importantes. Outras variáveis sugeridas pela teoria e a evidência empírica do comércio internacional também são incluídas. Além disso, o modelo procura estabelecer evidência adicional a respeito dos efeitos da política de subsídios fiscais e da utilização de capacidade, que já foram quantificados em estudos anteriores.

Do ponto de vista metodológico, trata-se de um modelo de regressão múltipla, cujas unidades de observação são 94 indústrias a quatro dígitos da classificação usada pela Secretaria de Receita Federal. A fonte básica dos dados foi uma amostra especial de 15.122 firmas industriais contribuintes do imposto de renda da pessoa jurídica no ano de 1978, as quais, obviamente, não foram identificadas.

O trabalho está organizado da forma descrita a seguir: a Seção 2 discute o modelo teórico, estabelecendo a *rationale* para a inclusão de cada variável, e indica a forma como estas foram construídas; a Seção 3 apresenta, sucintamente, as principais características do método de estimação empregado (o *ridge regression method*), que tem sido especialmente recomendado para estudos empíricos na área de organização industrial, onde o problema da multicolinearidade geralmente se manifesta (como no presente caso) com alguma gravidade [ver Prescott e Tapon (1982, p. 547)]; a Seção 4 discute os resultados da estimação; e, finalmente, a última seção resume as principais conclusões da análise.

2 — Estrutura analítica

Analicamente, o trabalho consiste em estimar o seguinte modelo explicativo do desempenho exportador das diferentes indústrias:¹

$$\begin{aligned}(X/V)_j = & \beta_0 + \beta_1 CR_j + \beta_2 ES_j + \beta_3 SF_j + \beta_4 UC_j + \beta_5 EM_j + \\ & (+) \quad (+) \quad (+) \quad (-) \quad (?) \\ & + \beta_6 P\&D_j + \beta_7 DG_j + \beta_8 (K/VA)_j + u_j \quad (1) \\ & (+) \quad (+) \quad (?)\end{aligned}$$

onde:

$(X/V)_j$ = desempenho exportador (*export performance*) da indústria j , medido pela razão entre o valor das exportações (líquido de subsídios fiscais) e o total das vendas;²

CR_j = concentração industrial;

ES_j = economias de escala;

SF_j = subsídios fiscais à exportação;

UC_j = utilização de capacidade;

EM_j = participação de empresas multinacionais;

$P\&D_j$ = despesas em pesquisa e desenvolvimento;

DG_j = dispersão geográfica;

$(K/VA)_j$ = relação capital/valor adicionado; e

u_j = erro aleatório.

O modelo inclui, portanto, duas características da estrutura industrial (CR e ES),³ às quais foram adicionadas outras variáveis (todas sugeridas pela teoria do comércio internacional), cuja influência sobre o desempenho exportador está razoavelmente estabelecida em vários estudos empíricos.

¹ Os sinais sob os parâmetros, que indicam o efeito esperado sobre a variável dependente, serão racionalizados nas subseções seguintes.

² O valor das exportações foi normalizado pelo total das vendas para eliminar possíveis efeitos de escala e, portanto, tornar a variável dependente comparável entre as diversas indústrias.

³ Os livros-texto de "organização industrial" costumam acrescentar uma terceira característica da estrutura industrial — a diferenciação de produto —, cujos efeitos se manifestam sobretudo no mercado doméstico. Em se tratando de vendas externas, entretanto, tanto a racionalização do efeito como a sua evidência empírica são bastante divergentes. Willmore (1986), por exemplo, achou que os gastos em propaganda aumentam a probabilidade de as firmas industriais brasileiras exportarem. Neste estudo, os coeficientes de regressão encontrados para essa variável foram todos estatisticamente nulos. Decidiu-se, em consequência, excluir esta variável da equação (1). Ver, ainda, sobre essa questão, Hufbauer (1970).

As subseções a seguir discutem, de maneira bastante resumida, a influência de cada uma dessas variáveis, bem como a forma como foram aproximadas empiricamente.

2.1 — Concentração industrial

A existência do poder de mercado⁴ (refletido no grau de concentração industrial) altera as restrições e as oportunidades com que as firmas se defrontam nas suas vendas externas.⁵ Há várias razões para se supor que essas alterações operam no sentido de estabelecer uma relação positiva entre o grau de concentração e o desempenho exportador das indústrias. Caves e Jones (1973, p. 214), por exemplo, sugeriram que os oligopolistas domésticos reconhecem mais facilmente sua interdependência no mercado interno do que no mercado externo, uma vez que a probabilidade de uma redução de preço neste último ser acompanhada pelos demais concorrentes seria menor do que no primeiro. A visualização de uma demanda externa mais elástica do que a demanda interna favoreceria, então, a prática do *dumping*, levando essas indústrias a exportar mais, comparativamente às indústrias competitivas.⁶

Adicionalmente, as vendas externas apresentam alguns problemas (tais como flutuações imprevistas de câmbio e da própria demanda mundial) que tornam essas operações mais arriscadas do que as vendas no mercado interno. Além disso, o custo de penetração nos mercados externos, em condições competitivas com os concorrentes locais, pode ser extremamente elevado. Supostamente, as firmas com poder de mercado estariam mais aptas a superar essas dificuldades, por disporem de fontes mais seguras de lucros e de acesso a créditos [ver Pagoulatos e Sorensen (1976b, p. 47)].

Por outro lado, conforme salientaram Kravis e Lipsey (1971, p. 59), as vendas externas freqüentemente dependem mais de condições extrapreço (tais como o fornecimento de crédito aos importadores estrangeiros e a rapidez e certeza das entregas) do que do próprio preço. E são exatamente as firmas oligopolistas que estão mais familiarizadas com esses diversos

⁴ Uma firma tem poder de mercado quando pode afetar significativamente o preço de mercado através de decisões sobre quantidades. A teoria e a evidência empírica associam esse comportamento não só ao caso extremo de monopólio, mas também aos diversos níveis de interdependência oligopolista determinada pelo grau de concentração industrial [ver Braga (1980)].

⁵ Para que isso ocorra, entretanto, é necessário que existam barreiras às importações, caso contrário o preço internacional (corrigido para os custos de transferência e para a taxa de câmbio) prevaleceria no mercado doméstico, não havendo motivos para se esperar um comportamento distinto entre indústrias concentradas e indústrias competitivas [ver White (1974)].

⁶ Se, entretanto, o *dumping* for impossível, as firmas com poder de mercado maximizarão o lucro fixando preços suficientemente elevados no mercado doméstico e, como resultado, exportarão menos que as indústrias competitivas.

tipos de competição extrapreço, além de, caracteristicamente, possuírem reserva de capacidade para permitir esquemas de entrega mais rápidos e seguros.

Um último motivo para se supor um comportamento mais agressivo das firmas oligopolistas em explorar as oportunidades de exportação está associado à eventual predominância do objetivo de maximização de vendas sobre o de maximização de lucros. Nesse caso, o oligopolista maximizador de vendas estará restrito, no mercado doméstico, pelo crescimento da demanda, a menos que decida incorrer no risco de se envolver em disputa pelas parcelas de mercado dos concorrentes. Os mercados externos permitiriam, então, a expansão das vendas evitando esse tipo de problema.

Em resumo, nas situações (mais representativas do mundo real) em que a proteção contra importações concede às firmas pertencentes às indústrias oligopolizadas algum poder de mercado, deve-se esperar que tais firmas obtenham mais sucesso nas exportações do que aquelas que são competitivas, não somente pela possibilidade de praticarem o *dumping*, mas porque o controle sobre o mercado doméstico lhes proporciona melhores condições para competirem nos mercados externos (à base de fatores extrapreço), superarem as dificuldades inerentes às operações de exportação e perseguirem políticas de maximização de vendas.

Na estimação do modelo, a concentração industrial (*proxy* para a presença do poder de mercado) foi medida pela participação das quatro maiores firmas no total das vendas da indústria.

2.2 — Economias de escala

As economias de escala afetam positivamente o desempenho exportador das firmas não somente pela possibilidade de redução dos custos, mas também pelo fato de favorecerem a concentração industrial. Em particular, no caso dos países pequenos, as exportações constituem a única opção de relaxar a restrição do mercado doméstico e, assim, captar as economias de escala.

As economias de escala constituem o principal determinante da concentração em algumas indústrias, mas não, certamente, de todas. Entre os vários fatores determinantes da concentração industrial, encontram-se os processos de fusão e incorporação de empresas, o crescimento da demanda, a política governamental e, até, os eventos aleatórios.⁷ Portanto, uma medida de economia de escala precisa ser incluída no modelo, inclusive para isolar o efeito do poder de mercado. Neste trabalho, a medida utilizada foi o parâmetro γ_2 , obtido diretamente da estimação da função abaixo, que

⁷ Sobre os fatores determinantes da concentração industrial, ver Scherer (1970, Cap. 4) e Weston e Ornstein (1973).

representa uma linearização da função de produção CES, tal como sugerida por Kmenta (1967):

$$\begin{aligned} \log (VA/T)_{ij} = & \gamma_0 + \gamma_1 \log (K/T)_{ij} + \gamma_2 \log T_{ij} + \\ & + \gamma_3 [\log (K/T)_{ij}]^2 + v_{ij} \end{aligned} \quad (2)$$

onde:

VA_{ij} = valor adicionado da firma i , pertencente à indústria j ;

K_{ij} = valor do ativo permanente;

T_{ij} = número de empregados ligados à produção; e

v_{ij} = erro aleatório.

O parâmetro γ_2 reflete os diferenciais (interindústrias) de aumento no valor adicionado por trabalhador, à medida que o tamanho da firma aumenta.

2.3 — Subsídios fiscais à exportação

A eficiência desse mecanismo para estimular as exportações parece razoavelmente comprovada, a julgar pelos resultados encontrados em vários trabalhos recentes que se dedicaram ao estudo do comportamento das exportações brasileiras de produtos manufaturados [ver Braga e Markwald (1983)].

Neste trabalho, os subsídios fiscais apropriados pelas firmas exportadoras foram aproximados pela soma de 70% do crédito-prêmio de IPI e ICM com 30% da redução do lucro tributável, dividida pelo lucro real. Esta razão mede, portanto, a importância do incentivo fiscal para a lucratividade bruta das empresas voltadas para a exportação [ver Braga (1981)].

2.4 — Utilização de capacidade

O efeito da pressão da demanda doméstica sobre as exportações constitui um aspecto bastante controverso, tanto no plano teórico quanto no plano empírico [ver, por exemplo, Cooper, Hartley e Harvey (1970), Artus (1970) e Zilberfarb (1980)]. Um primeiro argumento sugere que a expansão da demanda doméstica reduz o custo unitário de produção, aumentando a competitividade das exportações. Um segundo argumento considera que o aumento da demanda acarreta uma redução na quantidade disponível para exportação, além de provocar elevação nos preços e salários, diminuindo, em consequência, a rentabilidade relativa das exporta-

ções. Essa hipótese, que postula um efeito negativo da pressão da demanda doméstica sobre as exportações, foi apoiada pela maioria dos estudos empíricos que examinaram a questão.

Uma dificuldade que tem acompanhado vários desses estudos reside no nível de agregação em que são realizados: as exportações totais ou, mais freqüentemente, as de manufaturados (totais). Entretanto, conforme sugeriram Ball, Eaton e Steuer (1976, pp. 501-2), as indústrias devem reagir distintamente à pressão da demanda, em função das diferenças de tecnologia e de estrutura de mercado. Assim, os estudos agregados deveriam ser complementados pela investigação ao nível de indústrias particulares ou, até, de firmas individuais. Uma maneira de levar em conta as diferentes respostas das indústrias (no que concerne às exportações) às variações de demanda doméstica é através da análise de *cross-section*, tal como é feita neste estudo.

Embora não exista, no plano estritamente teórico, uma clara indicação da influência líquida da pressão da demanda doméstica sobre o desempenho exportador, a evidência acumulada em estudos de séries de tempo mostra, consistentemente, um efeito negativo. Espera-se, portanto, que a análise de *cross-section* apresente o mesmo resultado.

A medida adotada para essa variável foi o índice de utilização (médio anual) de capacidade, obtido a partir dos dados trimestrais colhidos pela Sondagem Conjuntural da FGV.⁸

2.5 — Participação de empresas multinacionais

Em princípio, a maior presença das empresas multinacionais em uma determinada indústria deveria favorecer seu desempenho exportador, como decorrência das ligações internacionais daquelas empresas. Um efeito contrário, no entanto, pode ocorrer caso a estratégia de divisão internacional de mercados, seguida pelas matrizes dessas empresas, alocar a cada subsidiária o atendimento prioritário dos mercados locais, desestimulando (ou impedindo) a competição com outras subsidiárias localizadas em outros países. O efeito dessa variável é, portanto, ambíguo.

A participação das empresas multinacionais foi medida pela soma do capital de propriedade de estrangeiros, das firmas pertencentes a uma indústria, dividida pela soma do capital social total.

⁸ Para que essa medida refletisse adequadamente a pressão de demanda doméstica, as exportações foram excluídas. O índice relativo às indústrias foi obtido, então, ponderando-se os índices correspondentes às firmas que as compõem pelas vendas domésticas. A hipótese de rendimentos constantes de escala, implícita nessa correção, parece ser razoavelmente satisfeita no caso do setor industrial exportador [ver Mascolo e Braga (1985)].

2.6 — Despesas em pesquisa e desenvolvimento

A liderança tecnológica, refletida no desenvolvimento de novos produtos ou no aperfeiçoamento dos já existentes, contribui decisivamente para a manutenção ou o aumento das parcelas de mercado das firmas. No caso das exportações, vários trabalhos empíricos evidenciaram o papel fundamental desempenhado pelo esforço em P&D para assegurar posições de liderança nos mercados externos. Em um estudo realizado por Soete (1980), por exemplo, essa variável revelou-se o fator mais importante para explicar o desempenho exportador das diferentes indústrias pertencentes aos países da OECD, comparativamente a outras variáveis representativas de recursos específicos daqueles países.

Naturalmente, seria irrealista associar a recente expansão das exportações brasileiras de manufaturados a uma eventual liderança tecnológica, relativamente aos demais competidores internacionais. Ao invés disso, parece mais razoável supor que as indústrias mais intensivas em P&D estejam melhor capacitadas a atender aos requisitos de qualidade e de adaptação às preferências dos consumidores dos países de destino das exportações, ainda que o investimento em P&D não esteja vinculado exclusivamente às exigências do mercado internacional.⁹ Como se pode perceber, em ambas as hipóteses está implícita uma relação positiva entre o esforço de P&D e o desempenho exportador, mas a racionalização é essencialmente distinta.

Neste trabalho, o esforço em P&D foi medido pela razão entre os gastos em pesquisa e desenvolvimento e o total das vendas. Os dados disponíveis permitiram defasar essa variável em um ano, resultando em uma melhor aproximação para captar um efeito que, por certo, não se manifesta imediatamente.

2.7 — Dispersão geográfica

A classificação dos bens em comerciáveis (*tradables*) e não-comerciáveis (*nontradables*) tem-se revelado extremamente útil para a análise de várias questões relevantes, no contexto de economias pequenas [ver, por exemplo, Braga, Castelo Branco e Malan (1985)]. Os bens *tradables* (importáveis ou exportáveis) entram normalmente nos fluxos do comércio internacional, enquanto que os *nontradables* são transacionados predominantemente no mercado doméstico, em virtude dos altos custos de transporte e/ou das restrições impostas pela política comercial.

⁹ Em uma recente pesquisa envolvendo 35 empresas exportadoras, as exigências do mercado externo apareceram como a origem mais freqüente das inovações tecnológicas [ver Guimarães e Carvalho (1983)].

Pode-se perceber facilmente que essa classificação, longe de ser rigidamente dicotomizada, admite vários níveis intermediários de *tradability*, dependendo da magnitude desses obstáculos, refletida nos preços relativos entre o produto doméstico e o similar estrangeiro.

Para levar em conta, portanto, a *tradability* das diferentes indústrias, foi utilizado o seguinte índice de dispersão geográfica (DG_j), sugerido por Collins e Preston (1969) e reinterpretado por Marvel (1980, pp. 110-1):

$$DG_j = \sum_{i=1}^5 |x_{ij} - p_i| \quad (3)$$

onde:

x_{ij} = participação percentual da região i nas vendas da indústria j ;

p_i = participação percentual da região i na população total; e

i = regiões Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste.

Supondo que a demanda *per capita* pelos produtos de uma determinada indústria se distribua uniformemente pelas regiões geoeconômicas, a concentração da indústria em uma área sugere que esses produtos são facilmente transportados, isto é, são *tradables*. Em contrapartida, as indústrias mais dispersas no território nacional (e que apresentariam, portanto, menores índices DG_j) produziriam, tipicamente, *nontradables*. A expectativa, assim, é de uma relação positiva entre o índice de dispersão geográfica e o desempenho exportador interindústrias.

2.8 — Relação capital/valor adicionado

A intensidade de capital não é usualmente considerada como elemento de estrutura, muito embora as indústrias difiram, por uma razão tecnológica, quanto ao capital requerido para gerar um determinado valor de produto. Se a participação dos fatores no valor adicionado das diferentes indústrias for aproximadamente constante, a relação capital/valor adicionado poderá ser utilizada como uma *proxy* para a relação capital/trabalho. É possível, neste caso, derivar uma implicação com respeito às diferenças observadas no desempenho exportador entre as indústrias. Com efeito, de acordo com a teoria convencional das vantagens comparativas (e supondo-se que o país seja abundante no fator trabalho), poder-se-ia esperar que as indústrias menos intensivas em capital fossem as mais competitivas internacionalmente. Em conseqüência, o efeito esperado dessa variável seria negativo.

Entretanto, na maioria dos estudos industriais de *cross-section*, a intensidade de capital é utilizada meramente como uma variável de controle, no sentido de que é importante apenas para ajudar a isolar a influência

precisa das demais variáveis, que constituem normalmente o interesse central da análise. Não há, portanto, um interesse específico em antecipar o efeito dessa variável, que fica, assim, para ser determinado empiricamente.

3 — O problema da multicolinearidade e o *ridge regression method*

Conforme se pode observar na Tabela 1, os coeficientes de correlação simples entre alguns pares de variáveis explicativas são relativamente elevados, sugerindo que o problema da multicolinearidade não pode ser negligenciado. E, como se sabe, dependendo do grau com que este problema se manifesta, as estimativas (de mínimos quadrados) dos parâmetros podem resultar demasiadamente instáveis (altamente sensíveis à especificação do modelo e à amostra utilizada), além de se tornar difícil, senão impossível, o isolamento dos efeitos das variáveis envolvidas.¹⁰

Dentre as técnicas disponíveis para lidar com a multicolinearidade, a mais usual é a exclusão, dentre as variáveis mais fortemente relacionadas, daquelas menos críticas para o modelo. Apesar de este método implicar erro de especificação (que pode ser até mais grave, dependendo da relevância das variáveis excluídas), ele constitui, freqüentemente, a única solução possível nos casos em que o grau de multicolinearidade é particularmente elevado.¹¹

Nos casos, entretanto, em que a multicolinearidade se apresenta em escala moderada, uma opção às alternativas de excluir variáveis ou conviver com o problema consiste no emprego do *ridge regression method* (*RRM*), que se revelou especialmente adequado, em um grande número de experimentos de Monte Carlo, para os casos em que as variáveis independentes se apresentam correlacionadas entre si [ver Marquardt e Snee (1975) e Vinod (1978)].¹² Segue-se uma descrição resumida do método que foi utilizado no presente trabalho.¹³

¹⁰ A multicolinearidade, como se sabe, é uma questão de grau. Portanto, a distinção relevante não consiste na presença ou ausência de multicolinearidade, mas entre os vários graus em que o problema se apresenta.

¹¹ Os outros métodos de tratar o problema exigem o conhecimento *a priori* de algum parâmetro ou a utilização de outro conjunto de dados, uma vez que a multicolinearidade é uma característica da amostra e não da população [ver Judge *et alii* (1980, pp. 461-97)].

¹² Naturalmente, presume-se que todas as soluções para a multicolinearidade, ditadas pelo "bom senso", precederam o emprego do *RRM* [Vinod (1978, p. 128)].

¹³ Descrições mais detalhadas podem ser encontradas em Judge *et alii* (1980) e em Judge e Bock (1983).

TABELA I

Coefficientes de correlação simples entre as variáveis do modelo

	(X/IV) _i	CR _i	ES _i	SF _i	DG _i	UC _i	EM _i	P&D _i	(K/VA) _i
(X/V) _i	1,000	0,149	0,052	0,785	0,561	-0,587	0,119	0,181	0,253
CR _i		1,000	0,126	-0,175	0,316	0,206	0,358	0,390	0,306
ES _i			1,000	-0,158	0,080	-0,034	0,202	0,042	0,001
SF _i				1,000	-0,503	-0,498	-0,113	-0,160	-0,144
DG _i					1,000	0,324	0,495	0,271	0,097
UC _i						1,000	0,119	0,181	0,253
EM _i							1,000	0,039	-0,264
P&D _i								1,000	0,430
(K/VA) _i									1,000

Considere-se o seguinte modelo de regressão linear:

$$y = X\beta + u \quad (4)$$

onde: y é o vetor $n \times 1$ de observações da variável dependente; X é a matriz $n \times k$ das k variáveis independentes; β é o vetor $k \times 1$ dos coeficientes a serem estimados; e u é o vetor $n \times 1$ dos erros aleatórios, com média zero e variância σ^2 .

O *ridge estimator* de β é dado por:

$$\hat{\beta}_\lambda = (X'X + \lambda I)^{-1}X'y \quad (5)$$

Portanto, a diferença entre este estimador e o de mínimos quadrados ($\hat{\beta}$) é que, para a obtenção de $\hat{\beta}_\lambda$, adiciona-se uma constante λ (*ridge parameter*) a cada elemento da diagonal principal da matriz $X'X$, antes de esta ser invertida.¹⁴ O estimador $\hat{\beta}_\lambda$ pode ser interpretado como uma média (*a posteriori*) de β , obtida através de um modelo bayesiano onde β tem uma distribuição normal (*a priori*), com média zero e variância τ^2 [ver Lindley e Smith (1972)]. O *ridge parameter* é, então, definido como:

$$\lambda = \frac{\sigma^2}{\tau^2} \quad (0 < \lambda < \infty) \quad (6)$$

Uma característica de $\hat{\beta}_\lambda$ é que se trata de um estimador tendencioso, porém mais próximo de β do que $\hat{\beta}$.¹⁵ Conforme Hoerl e Kennard (1970) demonstraram, existe sempre um λ estritamente positivo, tal que:

$$EMQ(\hat{\beta}_\lambda) < EMQ(\hat{\beta})$$

onde *EMQ* é o erro médio quadrado.¹⁶

Entretanto, o argumento mais forte a favor do *RRM* não é este teorema de existência, mas a estabilidade de $\hat{\beta}_\lambda$ (comparativamente a $\hat{\beta}$) a perturbações em dados multicolineares e à adição/omissão de observações. Se as variáveis independentes forem altamente correlacionadas, seus coeficientes variarão significativamente para pequenos valores de λ , mas se estabilizarão gradualmente à medida que λ aumenta. Se, por outro lado, as variáveis forem ortogonais, os coeficientes pouco se alterarão (serão, portanto, estáveis), indicando que o método de mínimos quadrados produzirá um conjunto satisfatório de coeficientes.

¹⁴ Note-se que, quando $\lambda = 0$, o *ridge estimator* confunde-se com o de mínimos quadrados e, quando λ tende para ∞ , $\hat{\beta}_\lambda$ tende para zero.

¹⁵ $\hat{\beta}$ é, naturalmente, *BLUE*, mas isso não garante necessariamente maior proximidade de β , uma vez que tanto linearidade quanto não-tendenciosidade são irrelevantes para essa proximidade [Vinod (1978, p. 122)].

¹⁶ O erro médio quadrado de qualquer estimador $\tilde{\beta}$ de β é $E(\tilde{\beta} - \beta)'E(\tilde{\beta} - \beta)$ e tem sido, tradicionalmente, usado como um critério de escolha entre estimadores.

Naturalmente, um aspecto crítico da aplicação do *RRM* é a escolha do parâmetro λ . Vários métodos foram sugeridos na literatura, não existindo, assim, uma firme recomendação a respeito de um λ "ótimo". Isso significa que, na verdade, o *RRM* não produz uma solução única para o problema de estimação, mas uma família de soluções. Não obstante, a evidência acumulada de várias simulações independentes sugere uma certa segurança em reduzir *EMQ* ($\hat{\beta}$) e em aumentar a estabilidade das estimativas usando-se qualquer uma das várias regras para escolher λ [Vinod (1978, p. 128)].

Hoerl e Kennard (1970) propuseram a construção do gráfico dos $\hat{\beta}_\lambda$ correspondentes às variáveis do modelo contra valores arbitrados para λ (*ridge trace*), de modo a selecionar este parâmetro na "região estável". Prescott e Tapon (1982), por outro lado, substituíram as estimativas de β e σ^2 de mínimos quadrados em uma expressão para λ , obtida por Prescott em um estudo anterior.¹⁷

Neste trabalho, o valor de λ foi determinado por um método desenvolvido por Holland (1973), que gera uma estimativa bayesiana para esse parâmetro mediante o ajustamento dos momentos da distribuição marginal de y .¹⁸ A equação para o cálculo de λ é:

$$\lambda = \frac{(X'X) \hat{\sigma}^2}{\Sigma y^2 - (N - 2) \sigma^2} \quad (7)$$

onde y e X são centrados na média e expressos em unidades de desvio-padrão e N é o tamanho da amostra.

O método de Holland está implantado no "pacote" *TROLL*, aqui utilizado, que emprega o sistema de componentes principais para estimar os coeficientes de regressão, que é, ele próprio, uma das soluções (*ad hoc*) possíveis para o problema da multicolinearidade [ver Judge *et alii* (1980, pp. 468-71)].

4 — Resultados empíricos

As Tabelas 2 e 3 apresentam os principais resultados da estimação da equação (1) pelo método de *ridge regression* e também pelo de mínimos quadrados simples, dado o interesse adicional na comparação dos dois métodos de estimação.¹⁹

¹⁷ Ver outros métodos para calcular λ em Judge *et alii* (1980, Cap. 12).

¹⁸ O "pacote" estatístico utilizado na estimação do modelo permite a obtenção de outra estimativa bayesiana de β , baseada na função (marginal) de verossimilhança de y , a qual, no entanto, assume valores muito próximos aos calculados pelo método acima.

¹⁹ Os dados utilizados na estimação do modelo podem ser obtidos dos autores, mediante solicitação.

TABELA 2

Desempenho exportador da indústria de produtos manufaturados: estimação por mínimos quadrados simples (MMQQ) e por ridge regression (RR) — 1978 [variável dependente: $(X/V)_1$]

Número da equação	Método de estimação	Constante	CR _i	ES _i	SF _i	DG _i	UC _i	EM	F&D _i	(K/VA) _i	\bar{R}^2	F	Número de observações
1	MMQQ	--0,0259	0,0489 (1,141)	0,0168 (1,418) ^c	1,261 (13,242) ^a						0,6375	60,39 ^a	107
2	RR [0,0056]	--0,0253	0,0488 (1,144)	0,0166 (1,420) ^c	1,254 (13,242) ^a						0,6375	60,39 ^a	107
3	MMQQ	0,1162	0,0760 (1,719) ^b	0,0142 (1,217)	1,290 (12,936) ^a	0,4071 (2,082) ^b					0,6521	47,79 ^a	107
4	RR [0,0106]	0,1170	0,0754 (1,727) ^b	0,0141 (1,221)	1,2163 (12,947) ^a	0,4058 (2,083) ^b					0,6520	47,77 ^a	107
5	MMQQ	0,1698	0,0582 (1,361) ^c	0,0153 (1,392) ^b	1,1346 (10,411) ^a		-0,2391 (2,290) ^b				0,6550	47,40 ^a	105
6	RR [0,0107]	0,1744	0,0580 (1,371) ^c	0,0151 (1,392) ^b	1,1205 (10,467) ^a		-0,2433 (2,372) ^a				0,6549	47,45 ^a	105
7	MMQQ	--0,0232	0,0548 (1,030)	0,0149 (1,031)	1,2067 (10,603) ^a			0,0028 (0,057)			0,5768	29,89 ^a	93
8	RR [0,0171]	--0,0215	0,0536 (1,033)	0,0149 (1,050)	1,1863 (10,607) ^a			0,0039 (0,080)			0,5766	29,97 ^a	93
9	MMQQ	0,0005	0,0383 (0,751)	0,0174 (1,155)	1,5342 (10,072) ^a				4,3801 (0,321)		0,6313	26,54 ^a	67
10	RR [0,0194]	0,0040	0,0381 (0,764)	0,0164 (1,151)	1,5018 (10,081) ^a				3,9378 (0,297)		0,6310	26,51 ^a	67
11	MMQQ	--0,0389	0,0249 (0,575)	0,0149 (1,284)	1,2080 (13,546) ^a					0,0305 (2,744) ^b	0,6593	48,86 ^a	106
12	RR [0,0104]	--0,0376	0,0251 (0,583)	0,0149 (1,291) ^c	1,2558 (13,547) ^a					0,0701 (2,744) ^b	0,6592	48,83 ^a	106

NOTAS: 1) O valor entre parênteses é a estatística t de Student. No caso do RR, t deriva de um desvio-padrão bayesiano, cuja fórmula é $s = \sqrt{\hat{\sigma}^2 (X'X + \lambda S^2)^{-1}}$, onde S é a matriz diagonal contendo as variâncias das colunas.

2) O valor entre colchetes é o ridge parameter, empregado na estimação.

3) As letras a, b e c indicam que os coeficientes de regressão são significativamente diferentes de zero a 1, 5 e 10%, respectivamente. Para as variáveis EM e K/VA, cujo sinal era ambíguo, foi utilizado o teste bilateral e, para as demais, o teste unilateral.

TABELA 3

Desempenho exportador da indústria de produtos manufaturados: estimação por mínimos quadrados simples (MMQQ) e por ridge regression (RR) — 1978 [variável dependente: $\log(X/V)_i$]

Número da equação	Método de estimação	Constante	Log CR _i	Log ES _i	Log SF _i	Log DG _i	Log UC _i	log EM _i	log P&D _i	log (K/V) _{Ai}	R ²	F	Número de observações
1	MMQQ	-0,6068	0,2698 (1,412) ^c	0,0901 (0,496)	0,5863 (12,226) ^a					0,5942	0,5942	50,26 ^a	107
2	RR [0,0067]	-0,6253	0,2660 (1,402) ^c	0,0874 (0,484)	0,5822 (12,227) ^a					0,5941	0,5941	50,26 ^a	107
3	MMQQ	-2,0706	0,3819 (1,945) ^b	0,0518 (0,288)	0,5720 (12,000) ^a	1,4981 (2,007) ^b				0,6096	0,6096	39,81 ^a	107
4	RR [0,0128]	-2,0965	0,3725 (1,926) ^b	0,0475 (0,267)	0,5653 (12,000) ^a	1,4879 (2,026) ^b				0,6095	0,6095	39,80 ^a	107
5	MMQQ	-0,5875	0,2660 (1,375) ^c	0,0705 (0,382)	0,5704 (11,359) ^a		-0,9133 (1,198)			0,6002	0,6002	37,53 ^a	105
6	RR [0,0138]	-0,9311	0,2581 (1,362) ^c	0,0650 (0,357)	0,5620 (11,378) ^a		-0,9355 (1,246)			0,6000	0,6000	37,51 ^a	105
7	MMQQ	-0,7781	0,6247 (3,052) ^a	-0,0106 (0,058)	0,5277 (10,439) ^a			-0,1722 (2,153) ^c		0,5592	0,5592	27,90 ^a	93
8	RR [0,0184]	-0,8223	0,5998 (3,004) ^a	-0,0149 (0,084)	0,5161 (10,439) ^a			-0,1620 (2,089) ^c		0,5589	0,5589	27,87 ^a	93
9	MMQQ	0,0287	0,0650 (0,284)	-0,1248 (0,515)	0,4637 (7,784) ^a				0,1254 (2,554) ^a	0,5543	0,5543	19,27 ^a	67
10	RR [0,0270]	-0,0661	0,0745 (0,3352)	-0,1348 (0,574)	0,4503 (7,816) ^a				0,1219 (2,516) ^a	0,5539	0,5539	19,24 ^a	67
11	MMQQ	-0,3512	0,2841 (1,280)	0,0449 (0,258)	0,5939 (13,216) ^a				0,5926 (4,179) ^a	0,6505	0,6505	47,00 ^a	106
12	RR [0,0108]	-0,3848	0,2282 (1,302) ^c	0,0424 (0,246)	0,5871 (13,217) ^a				0,5853 (4,173) ^a	0,6504	0,6504	46,98 ^a	106

NOTAS: 1) O valor entre parênteses é a estatística *t* de Student. No caso do *RRM*, *t* deriva de um desvio-padrão bayesiano, cuja fórmula é $s = \sqrt{\sigma^2(X'X + \lambda S^2)^{-1}}$, onde *S* é a matriz diagonal contendo as variâncias das colunas.

2) O valor entre colchetes é o *ridge parameter*, empregado na estimação.

3) As letras a, b e c indicam que os coeficientes de regressão são significativamente diferentes de zero a 1, 5 e 10%, respectivamente. Para as variáveis *EM* e *K/V_A*, cujo sinal era ambíguo, foi utilizado o teste bilateral e, para as demais, o teste unilateral.

Para não se exigir demais do método de *ridge regression* na solução do problema da multicolinearidade (ver nota 12 anterior), procurou-se manter, na estimação do modelo, um conjunto básico de variáveis — formado pelas duas características estruturais (*CR* e *ES*) e pelo índice de subsídios fiscais (*SF*), que apresentou a maior correlação com a variável dependente —, ao qual foram sendo adicionadas, sucessivamente, as demais variáveis.²⁰

De uma maneira geral, os coeficientes de regressão, obtidos pelos dois métodos, foram os sugeridos pela teoria, embora alguns se tenham revelado não-significativos. Em se tratando de um exercício de *cross-section*, o poder de explicação do modelo (refletido no coeficiente \bar{R}^2) foi bastante significativo em ambas as especificações da equação 1.

O coeficiente de concentração industrial (*CR*) aparece sempre com o sinal correto, sendo que os melhores resultados (mais significativos) são dados pela especificação logarítmica.

A variável de escala (*ES*), por sua vez, embora com o sinal esperado, só mostra coeficientes estatisticamente diferentes de zero em quatro equações (1, 2, 5 e 6) da especificação em níveis.

O índice de subsídios fiscais (*SF*) — que completa o conjunto básico de variáveis — apresenta um coeficiente positivo e significativo em todas as equações dos dois grupos de regressões, tendo o maior poder de explicação dentre as variáveis do modelo.

O grau de *tradability* dos produtos tem — na medida em que possa ser aproximado pela variável *DG* — uma relação direta com o desempenho exportador das diferentes indústrias: as estimativas de *DG* são sempre significativas.

Confirmando o efeito (negativo) revelado em estudos de séries temporais, a variável de utilização de capacidade (*UC*) apresenta o sinal esperado, sendo porém significativa somente na especificação em níveis.

O coeficiente da medida de participação de empresas multinacionais (*EM*) apresenta sinais divergentes nas duas especificações: é positivo (mas estatisticamente nulo) na especificação em níveis e negativo (e significativo) quando usados logaritmos.

As despesas em pesquisa e desenvolvimento (*P&D*), por sua vez, apresentam um coeficiente sempre positivo, mas estatisticamente diferente de zero apenas na especificação logarítmica.

A variável de controle (*K/VA*) aparentemente refletiu menos as vantagens comparativas de um país abundante em trabalho do que a produtividade deste fator embutida nos manufaturados exportados: seu coeficiente apresenta-se sempre positivo e significativo.

²⁰ A inclusão simultânea de todas as variáveis na estimação do modelo revelou resultados pouco satisfatórios com ambos os métodos de estimação.

A título de ilustração, vale a pena comparar estes resultados com os obtidos por Pagoulatos e Sorensen (1976b), que estimaram uma equação semelhante para os Estados Unidos, utilizando o método de MMQQ. Das variáveis incluídas em ambos os modelos, *CR* e *ES* apresentaram o mesmo efeito (positivo e significativo) sobre o desempenho exportador, também medido por X/V .

A variável *P&D*, entretanto, exibiu o sinal errado, fato que os autores atribuíram a problemas de agregação e à impropriedade da *proxy* usada (percentagem de cientistas e engenheiros na força de trabalho empregada pela indústria) para “captar a dinâmica do esforço de *P&D*”.

Na mesma linha de nossa variável *DG*, Pagoulatos e Sorensen introduziram uma medida, sugerida por Weiss (1972), como *proxy* para as diferenças de custos de transporte, baseada na distância média percorrida pelos produtos embarcados nos Estados Unidos. O pressuposto era de que quanto maior essa distância, isto é, quanto mais longe o produto pudesse ser vendido lucrativamente, menos importantes seriam os custos de transporte (relativamente a outros custos). Também esta variável apresentou o sinal positivo e significativo.

Por último, no que diz respeito ao desempenho comparativo dos dois métodos de estimação, o que se observa é uma semelhança bastante acentuada de resultados: não há inversão de sinais e os coeficientes tendem a divergir somente a partir da segunda casa decimal. Em apenas duas ocasiões (com as equações 5 e 6 da Tabela 2 e 11 e 12 da Tabela 3) observa-se uma mudança no nível de aceitação do teste de significância, o que favorece o método de *ridge regression*.

Evidentemente, este resultado é insuficiente para estabelecer uma clara superioridade deste método sobre o de mínimos quadrados convencionais, nas circunstâncias aqui examinadas. Mas sugere um caminho promissor para a investigação de relações econômicas mais afetadas pela multicolinearidade e onde o poder de explicação de cada variável independente for mais acentuado.

5 — Resumo e conclusões

Tendo como ponto de referência teórico as recentes tentativas de integração das áreas de economia internacional e organização industrial, este trabalho procurou aprofundar o conhecimento sobre os fatores determinantes do desempenho exportador da indústria brasileira de manufaturados, com base em uma análise de *cross-section*. Nesse sentido, ele constitui um enfoque analítico complementar à linha — já bastante desenvolvida entre nós — de estudos do comportamento das exportações a partir de séries de tempo.

O modelo teórico postula uma associação entre o desempenho exportador — medido pela proporção das vendas das indústrias que é exportada — e as características estruturais mais importantes dessas indústrias. Além disso, o modelo incorpora outras variáveis sugeridas pela teoria e a evidência empírica do comércio internacional.

Na estimação do modelo foi empregado, além do método de mínimos quadrados convencionais, o *ridge regression method*, que se tem revelado especialmente apropriado aos estudos empíricos de organização industrial, onde o problema da multicolinearidade geralmente se apresenta com alguma gravidade. A base de dados para a estimação foi uma amostra especial de 15.122 firmas industriais contribuintes do imposto de renda da pessoa jurídica no ano de 1978, que não foram identificadas.

A principal conclusão que pode ser extraída do estudo é que a estrutura de mercado das diferentes indústrias constitui um importante fator determinante do desempenho exportador dessas indústrias. Em particular, o poder de mercado, refletido no grau de concentração industrial, exerce uma influência positiva e significativa sobre esse desempenho. Assim — à parte a ineficiência alocativa estática, bem como as implicações negativas sobre a distribuição de renda associadas ao poder de mercado —, do ponto de vista estritamente da promoção das exportações, políticas direcionadas para aumentar a escala de operação das unidades produtivas e a concentração econômica nos mercados seriam particularmente indicadas. Esse ponto de vista coincide com algumas propostas surgidas nos Estados Unidos no sentido de um relaxamento da política antitruste, especialmente a que restringe a atividade de fusões e incorporações de empresas, com o objetivo não só de aumentar o desempenho exportador das firmas americanas, como também de reforçar sua capacidade doméstica de competição com as importações [ver Pagoulatos e Sorensen (1976b, p. 45)].

O estado depressivo da demanda doméstica apresentou-se como outro fator importante a compelir as indústrias a se voltarem para o mercado externo, reforçando a evidência já disponível a partir de estudos de séries de tempo.

O efeito líquido da participação das empresas multinacionais sobre o desempenho exportador foi negativo, sugerindo a predominância da política de atendimento prioritário do mercado doméstico (dentro de uma estratégia global de divisão de mercados), a despeito das óbvias vantagens de comercialização externa que essas empresas possuem.

O efeito positivo e significativo revelado pelo esforço em pesquisa e desenvolvimento confirma os resultados obtidos por Guimarães e Carvalho (1983) em uma pesquisa ao nível de firmas exportadoras, que apontam para o papel decisivo que esse tipo de investimento desempenha para assegurar capacidade competitiva nos mercados externos.

Por último, os subsídios fiscais reafirmaram sua importância em estimular as exportações de manufaturados, ao aparecerem como a variável isolada mais relevante para explicar o desempenho exportador das diferentes indústrias.

Abstract

This paper analyses the export performance of Brazilian manufacturing industry. The approach is based on recent efforts attempting to integrate the fields of international economics and industrial organization. The work resorts to a cross-section analysis and can be considered as an alternative approach to the more conventional time series analysis. The theoretical model proposes an association between the export performance (measured by the ratio of exports to total sales) of different industries and their major structural characteristics. Other variables suggested by theory and empirical evidence of international trade are also included. The main finding is that the market power as manifested in high industrial concentration exerts a positive and significant influence on that performance. In this sense, if exports are to be promoted, industrial concentration should not be hindered.

Bibliografia

- ARTUS, Jacques R. The short-run effects of domestic demand pressure on British export performance. *IMF Staff Papers*, Washington, D. C., 17 (2) :247-76, jul. 1970.
- AUQUIER, Antoine A. Sizes of firms, exporting behavior, and the structure of French industry. *Journal of Industrial Economics*, Oxford, 29 (2) :203-20, dez. 1980.
- BALL, R. J., EATON, J. R., e STEUER, M. D. The relationship between United Kingdom export performance in manufactures and the internal pressure of demand. *Economic Journal*, London, 76, set. 1976.
- BRAGA, Helson C. *Estrutura de mercado e desempenho da indústria brasileira: 1973-75*. Rio de Janeiro, Editora da FGV, 1980.
- . Aspectos distributivos do esquema de subsídios fiscais à exportação de manufaturados. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 11 (3) :783-802, dez. 1981.
- BRAGA, Helson C., CASTELO BRANCO, Flávio, e MALAN, Pedro S. Balança comercial, preços relativos e a relação câmbio/salário no Brasil: 1973/83. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 15 (1) : 73-106, abr. 1985.
- BRAGA, Helson C., e MARKWALD, Ricardo A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 13 (3) :707-45, dez. 1983.
- CAVES, Richard E. *International trade, international investment, and imperfect markets*. Special Papers in International Economics, 10. Princeton, International Finance Section, Princeton University, 1974.

- CAVES, Richard E., e JONES, Ronald W. *World trade and payments*. Boston, Little, Brown & Co., 1979.
- CAVES, Richard E., e KHALILZADEH-SHIRAZI, Javad. International trade and industrial organization: some statistical evidence. In: JACQUEMIN, A. P., e JONG, H. W. de, eds. *Welfare aspects of industrial markets*. Vol. 2. Leiden, Martinus Hijhoff, 1977.
- COLLINS, Norman, e PRESTON, Lee R. Price-cost margins and industry structure. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, Mass., 51 (3):271-86, ago. 1969.
- COOPER, R. A., HARTLEY, K., e HARVEY, C. R. M. *Export performance and the pressure of demand*. Londres, George Allen and Unwin, 1970.
- ESPOSITO, Louis E., e ESPOSITO, Francis F. Foreign competition and domestic industry profitability. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, Mass., 53 (4):343-53, nov. 1971.
- GLEJSER, Herbert, JACQUEMIN, Alexis, e PETIT, Jean. Exports in a imperfect competition framework: an analysis of 1,446 exporters. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, Mass., 94 (3):507-24, maio 1980.
- GUIMARÃES, Edson P., e CARVALHO, Frederico A. O progresso técnico e o desempenho das exportações brasileiras de manufaturados. *Revista Brasileira de Tecnologia*, 14, out./dez. 1983.
- HOERL, Arthur, e KENNARD, Robert W. Ridge regression: biased estimation of nonorthogonal problems. *Technometrics*, 12, fev. 1970.
- HOLLAND, Paul. *Weighted ridge regression: combining ridge and robust regression methods*. NBER Working Paper, 11. 1973.
- HUFBAUER, Gary C. The impact of national characteristics and technology on the commodity composition of trade in manufactured goods. In: VERNON, Raymond, ed. *The technology factor in international trade*. New York, Columbia University Press, 1970.
- JACQUEMIN, Alexis, GHELLINCK, Elisabeth de, e HUVENEERS, Christian. Concentration and profitability in a small open economy. *Journal of Industrial Economics*, Oxford, 29 (2):131-44, dez. 1980.
- JUDGE, George G., e BOCK, M. E. Biased estimation. In: GRILICHES, Z., e INTRILIGATOR, M. D., eds. *Handbook of econometrics*. Amsterdam, North-Holland, 1983.
- JUDGE, George G., et alii. *The theory and practice of econometrics*. New York, John Wiley, 1980.
- KMENTA, Jan. On estimation of the CES production function. *International Economic Review*, Osaka, 8, jun. 1967.

- KRAVIS, Irving B., e LIPSEY, Robert E. *Price competitiveness in world trade*. New York, National Bureau of Economic Research, 1971.
- LINDLEY, D. V., e SMITH, A. F. M. Bayes estimates for the linear model. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 34, 1972.
- MARQUARDT, Donald W., e SNEE, Ronald D. Ridge regression in practice. *The American Statistician*, 29, fev. 1975.
- MARVEL, Howard P. Foreign trade and domestic competition. *Economic Inquiry*, Long Beach, CA., 18 (1) :103-22, jan. 1980.
- MASCOLO, João Luiz, e BRAGA, Helson C. Características tecnológicas do setor industrial exportador. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 15 (2) :339-68, ago. 1985.
- PAGOULATOS, Emilio, e SORENSEN, Robert. International trade, international investment and industrial profitability of US manufacturing. *Southern Economic Journal*, Chapel Hill, N. C., 42, jan. 1976a.
- . Domestic market structure and international trade: an empirical analysis. *Quarterly Review of Economics and Business*, 16, 1976b.
- PRESCOTT, David, e TAPON, Francis. Ridge regression estimates of the profitability — concentration hypothesis: some Canadian evidence revisited. *Canadian Journal of Economics*, Toronto, 15 (3) :541-49, ago. 1982.
- PUGEL, Thomas A. Foreign trade and US market performance. *Journal of Industrial Economics*, Oxford, 29 (2) :119-30, dez. 1980.
- SCHERER, Frederic M. *Market structure and economic performance*. Chicago, Rand McNally, 1970.
- SOETE, Luc. *The impact of technological innovation on international trade patterns: the evidence reconsidered*. STIC/80.33, mimeo. Paris, OECD, 1980.
- TURNER, Philip P. Import competition and the profitability of United Kingdom manufacturing industry. *Journal of Industrial Economics*, Oxford, 29 (2) :155-66, dez. 1980.
- VINOD, Hrishikesh D. A survey of ridge regression and related techniques for improvements over ordinary least squares. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, Mass., 60 (1) :121-31, fev. 1978.
- WEISS, Leonard W. The geographic size of markets in manufacturing. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, Mass., 54 (3) :245-57, ago. 1972.

- WESTON, J. Fred, e ORNSTEIN, Stanley I. Trends and causes of concentration: a survey. In: WESTON, J. Fred, e ORNSTEIN, Stanley I., eds. *The impact of large firms on the US economy*. Lexington, Lexington Books, 1973.
- WHITE, Lawrence J. Industrial organization and international trade: some theoretical considerations. *American Economic Review*, Nashville, Tenn., 64 (6) :1.013-20, dez. 1974.
- WILLMORE, Larry N. The probability of exporting: a logit analysis of 12,435 firms. *World Development*, Oxford, a sair em 1986.
- ZILBERFARB, Ben-Zion. Domestic demand pressure, relative prices and the export supply equation: more empirical evidence. *Economica*, London, 47 (188) :443-50, nov. 1980.

(Originals recebidos em agosto de 1985. Revisos em novembro de 1985.)