

Os Efeitos dos Incentivos sobre a Estrutura das Exportações Brasileiras de Manufaturados*

MAURÍCIO BARATA DE PAULA PINTO**

Introdução

A promoção de exportações já ocupou o lugar da substituição de importações como o principal instrumento da política comercial de vários países subdesenvolvidos. No caso brasileiro, a promoção de exportações surgiu por volta de 1964, depois que a escassez de divisas foi identificada como a principal restrição ao crescimento econômico do País.

Devido à dificuldade de restringir importações sem reduzir o ritmo do crescimento econômico, e devido também ao pessimismo com que na época eram vistas as possibilida-

des oferecidas pelas exportações de produtos primários, o Brasil implementou um sistema de incentivos às exportações de manufaturados. Nos anos subseqüentes a sua criação, o sistema foi-se tornando cada vez mais complexo. A pressão dos parceiros comerciais do Brasil, cujos interesses foram feridos pelo crescimento das exportações no Brasil, tornou-se cada vez mais forte. Paralelamente, as autoridades nacionais convencionavam-se da necessidade de estimular também as exportações de produtos primários. Estes fatores geraram a reforma de dezembro de 1979, que aboliu os itens do sistema de incentivos condenados por acordos internacionais. A queda da remuneração dos exportadores foi compensada por uma maxi-desvalorização do cruzeiro. No entanto, em abril de 1981 o governo brasileiro reconsiderou sua decisão anterior e créditos fiscais voltaram a ser concedidos aos exportadores de manufaturados, ficando estipulada sua extinção gradual até 1983⁽¹⁾.

* Este trabalho é uma versão revista do capítulo da tese de Ph.D. do autor, apresentada à Johns Hopkins University em 1979. O autor agradece as sugestões oferecidas por Bela Balassa e Louis Maccini. A presente versão beneficiou-se também de comentários recebidos por ocasião de sua apresentação ao Primeiro Encontro Latino-Americano da Econometric Society, em Buenos Aires, em julho de 1980.

** Da FEA/USP.

(1) Uma descrição detalhada da política brasileira de promoção de exportações pode

INCENTIVOS E EXPORTAÇÕES

Publicamos, em outro artigo, uma avaliação da política brasileira de promoção de exportações, do ponto de vista dos efeitos sobre a receita de divisas⁽²⁾. A receita de divisas gerada pelas exportações brasileiras de manufaturados cresceu rapidamente depois da introdução do sistema de incentivos. Este fato é freqüentemente interpretado como evidência de que a política de promoção de exportações foi bem sucedida do ponto de vista de sua capacidade de gerar divisas. No entanto, uma análise mais acurada demonstrou que os incentivos apenas compensam parte do declínio da taxa de câmbio real, observado entre 1959 e 1974. Além disso, a análise econométrica do comportamento das exportações de manufaturados entre 1954 e 1974 mostrou que a expansão do comércio mundial de manufaturados e o crescimento do setor industrial brasileiro foram os principais fatores responsáveis pelo crescimento das exportações nacionais. Assim, concluímos que a política de incentivos não foi a principal causa de crescimento do valor, em dólares, das exportações brasileiras de manufaturados.

No presente trabalho tratamos dos efeitos dos incentivos sobre a estrutura das exportações de manufaturados. É interessante indagar se a parcela de determinado setor no total das exportações de manufaturados au-

menta de forma significativa quando os incentivos concedidos a esse setor aumentam, enquanto os incentivos dados aos demais setores permanecem constantes. Caso a estrutura de exportações seja significativamente correlacionada com a estrutura de incentivos, cabe verificar se os incentivos foram distribuídos de forma a melhorar a alocação de recursos na produção de manufaturados para exportação.

O esquema teórico que utilizamos aqui para analisarmos mudanças da estrutura de exportações foi apresentado pormenorizadamente em outro trabalho nosso, partindo dos conceitos da moderna teoria da proteção efetiva⁽³⁾. Sob as condições descritas resumidamente no apêndice ao presente artigo, mostramos como a oferta de exportações se relaciona com as taxas efetivas de incentivos. Tais taxas são definidas como a variação percentual do valor adicionado em exportações, resultante da introdução (ou aumento) dos incentivos.

Além de testarmos a hipótese segundo a qual a estrutura de exportações depende da estrutura de incentivos efetivos, comparamos os resultados obtidos a partir de taxas efetivas com os obtidos a partir de taxas nominais (definidas como a proporção entre incentivos e preços de exportações). Os requisitos de dados e de computação para o cálculo de taxas efetivas são maiores do que os requisitos para o cálculo de taxas nominais, e, sob o aspecto de um processo decisório, para o qual considerações de custo e rapidez são relevantes, cabe indagar se o uso de taxas efetivas fornece melhores resultados, ao ponto de justificar sua utilização.

Tratamos todas estas questões nas seções 1 a 5. Nosso principal propósito é apresentar o método que serve para relacionar o

ser encontrada em PINTO, Maurício Barata de Paula. **Brazilian manufactured exports: growth and change in structure.** Baltimore, Johns Hopkins University, 1979. Ph.D. thesis, cap. 2. Uma análise comparativa das experiências de vários países com tais políticas pode ser encontrada em BALASSA, Bela. *Export incentives and export performance in developing countries: a comparative analysis.* *Weltwirtschaftliches Archiv.* 114 (1), 1978. Para uma descrição de atitudes com relação a produtos primários ver DIAS ALEJANDRO, Carlos. *Trade policies and economic development.* In: KENEN, Peter (ed.) *International Trade and Finance.* Cambridge, Cambridge University Press, 1975.

(2) O leitor interessado na análise dos efeitos dos incentivos sobre a receita de divisas pode consultar PINTO, Maurício Barata de Paula. *op. cit.*, capítulo 6.

(3) Ver PINTO, Maurício Barata de Paula. Um modelo para a análise do crescimento das exportações brasileiras de produtos manufaturados. Trabalho apresentado no encontro da ANPEC, em Garanhuns, Pernambuco, 1975. mimeo.

comportamento da estrutura da pauta de exportações de manufaturados com a evolução do sistema de incentivos. Os dados que utilizamos referem-se aos anos de 1966 e 1971. Na seção 6 fornecemos um método, utilizando o critério do custo dos recursos domésticos para avaliar a eficiência do sistema brasileiro de incentivos. Concluímos que a política brasileira de incentivos fez com que a estrutura das exportações de manufaturados se tornasse menos eficiente do que o seria na ausência dos incentivos. Ainda na mesma seção, apresentamos, para complementação da análise, os cuidados a serem tomados na interpretação dos resultados.

1 A Relação entre Mudanças na Estrutura de Incentivos e Mudanças na Estrutura das Exportações de Manufaturados

A estrutura das exportações de manufaturados pode ser representada por um conjunto de números Z_i , cada qual definido como o quociente entre o valor das exportações do setor i e o valor total das exportações de manufaturados do país. Uma mudança na estrutura das exportações entre o tempo t e $t - \delta$ pode ser representada pelo conjunto de diferenças $\Delta Z = Z_i^t - Z_i^{t-\delta}$

As considerações teóricas do Apêndice indicam que uma mudança no sistema de incentivos causa uma mudança na estrutura das exportações. Se aumentarmos os incentivos efetivos concedidos às exportações do setor i , mantendo constantes os incentivos aos outros setores, observaremos um aumento na parcela de exportações do setor i no total das exportações de manufaturados. A relação quantitativa entre a variação dos incentivos efetivos e a variação das exportações do setor dependerá da elasticidade parcial da oferta das exportações do bem i em relação ao seu preço efetivo⁽⁴⁾. Esta elasticidade, por sua vez,

dependerá da facilidade com que se pode modificar a parcela das exportações na produção total do setor. Para um setor que exporta uma parcela substancial de sua produção, será relativamente difícil aumentar a relação exportação/produto; por outro lado, é concebível que um setor que exporta uma pequena fração do seu produto possa facilmente aumentar a participação das exportações na produção total.

Vamos agora partir de uma situação onde nenhuma proteção é concedida às exportações. Quando se introduzem incentivos a diferentes taxas efetivas (E_i) por setor, seria de esperar que os setores que gozem de maiores incentivos aumentassem suas parcelas no total exportado graças às parcelas dos setores que recebem incentivos relativamente menores. Como primeira aproximação, as variações nas parcelas de um setor poderiam ser explicadas por meio da relação linear:

$$(1) \quad \Delta Z_i = \alpha_0 + \alpha_1 E_i + \omega_i$$

Nesta, os α são parâmetros com $\alpha_0 > 0$ (pois a parcela de exportações de um setor que recebesse incentivos nulos cairia) e $\alpha_1 > 0$; ω_i é uma variável aleatória e o índice i abrange todos os setores produtores de manufaturados.

Esta formulação do modelo pressupõe que todos os setores reajam de maneira idêntica a um determinado aumento na taxa de incentivos efetivos. Em outras palavras, o modelo deixa de considerar diferenças setoriais decorrentes de diferenças no grau de flexibilidade das relações exportação/produto. Como já foi indicado, a relação exportação/produto apresenta-se bastante flexível quando é pequena, tornando-se mais rígida à medida que cresce. Conseqüentemente, a reação de ΔZ_i para um setor que apresenta pequena relação exportação/produto na situação inicial será mais acentuada do que a relação ΔZ_i em um setor no qual a relação exportação/produto é grande na situação inicial e no qual a taxa efetiva de incentivos é idêntica à do primeiro setor.

(4) Uma definição formal da taxa efetiva de incentivos aparece no Apêndice.

Representando a relação exportação/produto na situação inicial por R_i , a hipótese formulada acima pode ser aproximada pela relação linear:

$$(2) \quad \Delta Z_i = \beta_0 + \beta_1 E_i + \beta_2 R_i + \varepsilon_i$$

Nela, os β são parâmetros com $\beta_0 < 0$, $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$; ε_i é uma variável aleatória com média zero e variância constante.

2. Descrição dos Dados e Resultados de Estimativas pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários

Utilizamos dados relativos aos anos de 1966 e 1971 para estimar as equações (1) e (2), e para testar as restrições impostas aos valores dos parâmetros. Tomamos 1966 como ano-base, pois em seus últimos meses concederam-se, pela primeira vez, incentivos significativos às exportações de manufaturados. A legislação aplicada desde 1964 mostra a preocupação do governo federal com a necessidade de aumentar as exportações. Contudo, a concessão de incentivos foi atrasada pela demora em regulamentar a legislação federal e em introduzir legislação estadual⁽⁵⁾.

Escolhemos 1971 como o final do período por dois motivos: em primeiro lugar, o cálculo de taxas efetivas de incentivos requer informação sobre coeficientes de insumo-produto. Assim, como utilizamos a tabela de insumo-produto de 1971, foi conveniente tomar um período tão próximo a esse ano quanto possível. Em segundo lugar, um período de 5 anos pode ser considerado suficientemente longo para permitir que os setores de produção se ajustem a uma mudança no sistema de incentivos.

(5) É interessante observar que as importações de todos os bens (inclusive produtos minerais e agrícolas) não foram estimuladas durante todo o período 1954-1965, como foi notado por BERGSMAN, Joel & MALAN, Pedro. *The Structure of protection in Brazil*. In: BALASSA, Bela & Associados. *The Structure of protection in developing countries*. Baltimore. Johns Hopkins University, 1971, cap. 6.

Encontramos dados sobre o valor FOB e em dólares das exportações no sistema da *Standard International Trade Classification* (SITC), enquanto os outros dados estavam disponíveis no sistema de classificação da FIBGE. A classificação da FIBGE é baseada na SITC. Na verdade, existe uma correspondência entre as duas classificações, ao nível de 3 dígitos. Pela utilização dessa correspondência, torna-se possível ajustar os grupos de 3 dígitos da SITC aos setores (a dois dígitos) correspondentes da classificação da FIBGE. O valor das exportações de cada setor da classificação da FIBGE é então obtido pela soma dos valores dos grupos da SITC. A tabela 1 mostra a participação de cada setor no total das exportações de manufaturados, e as variações ΔZ_i sofridas por essas participações entre 1966 e 1971.

Tomamos taxas efetivas de incentivos de outro trabalho de nossa autoria⁽⁶⁾. As relações exportação/produto (R_i) também são necessárias para estimar a equação (2). Partimos para o cálculo desses valores, dos valores da produção, em cruzeiros, para os setores da indústria de transformação, fornecidos pela FIBGE⁽⁷⁾. Obtivemos o valor das exportações em cruzeiros multiplicando o valor em dólares pela taxa de câmbio de 2.144,11 cruzeiros por dólar. A tabela 2 apresenta o valor das exportações em cruzeiros, o valor da produção e a relação exportação/produto para 1966.

Os resultados da estimativa das equações (1) e (2) pelo método dos mínimos quadrados ordinários aparecem na tabela 3. Todos os coeficientes têm os sinais esperados. A estatística t para o coeficiente da taxa efetiva de incentivos é significativamente maior que zero ao nível de 5%, na segunda equação. A estatística t para o coeficiente de

(6) Ver PINTO, Maurício Barata de Paula. *Brazilian manufactured exports*. op. cit., cap. 4.

(7) O valor da produção em cruzeiros encontra-se no *Anuário Estatístico do Brasil*, editado pela FIBGE.

TABELA 1

MUDANÇA NA ESTRUTURA DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE MANUFATURADOS
1966 - 1971

i	Setor	$E_i \times 100$	$Z_i^{66} \times 100$	$Z_i^{71} \times 100$	$\Delta Z_i \times 100$	$N_i \times 100$
1.	Produtos de minerais não metálicos	33,6	0,450	2,142	1,692	23,20
2.	Metalúrgica	40,6	9,015	8,364	-0,651	28,38
3.	Mecânica	53,5	8,738	9,529	0,791	37,46
4.	Material elétrico e de comunicação	90,4	2,070	3,783	1,713	35,72
5.	Material de transporte	79,4	1,964	3,263	1,299	34,17
6.	Produtos de madeira	25,6	3,148	3,312	0,164	8,50
7.	Mobiliário	70,0	0,098	0,346	0,248	36,70
8.	Papel e papelão	59,5	1,209	1,696	0,487	30,47
9.	Produtos de borracha	109,0	0,625	0,580	-0,046	37,18
10.	Couros e peles	108,1	3,264	1,928	-1,337	19,54
11.	Química	47,5	10,156	6,312	-3,844	21,21
12.	Têxteis	137,3	5,899	5,961	0,062	35,13
13.	Vestuário, calçados e tecidos	-132,6	0,155	4,681	4,526	37,54
14.	Produtos alimentícios	33,2	52,314	46,437	-5,877	12,25
15.	Bebidas	70,4	0,129	0,182	0,053	38,16
16.	Fumo	49,8	0,255	0,158	-0,097	34,58
17.	Editorial e gráfica	56,7	0,022	0,734	0,712	25,88
18.	Miscelânea	34,0	0,489	0,595	0,106	37,02
	TOTAL		100	100		

Fonte dos dados primários: Brasil. Ministério da Fazenda, CIEF. *Foreign trade of Brazil according to the Standard International Trade Classification*. Rio de Janeiro, 1966/ Brasília, 1971 — As taxas efetivas de incentivos foram retiradas de PINTO, Maurício Barata de Paula. *Brazilian manufactured exports: growth and change in structure*, Johns Hopkins University, 1979, Ph.D thesis.

R_i na mesma equação indica que a relação exportação/produto contribui significativamente (ao nível de 5%) para explicar a reação de cada setor às mudanças nos incentivos efetivos.

Os resultados empíricos que obtivemos são favoráveis às considerações teóricas da seção 1. A participação de cada setor no total das exportações de manufaturados parece estar diretamente relacionada com a

taxa efetiva de incentivos recebidos pelo setor. Ademais, a reação da participação de cada setor a uma variação da taxa efetiva de incentivos parece ser maior quando é pequeno o quociente entre suas exportações e sua produção total.

Passamos, agora, a verificar se as taxas efetivas são melhores, em relação às taxas nominais, para explicar e prever o comportamento da estrutura das exportações.

TABELA 2

EXPORTAÇÕES, PRODUÇÃO E RELAÇÕES EXPORTAÇÃO/PRODUTO (R_i) PARA OS SETORES INDUSTRIAIS — 1966
(valores em milhões de cruzeiros)

i	SETOR	Exportações	Produção	$R_i \times 100$
1.	Produtos de minerais não metálicos	2,51	1.235	0,204
2.	Metalúrgica	50,41	3.155	1,598
3.	Mecânica	48,86	1.109	4,406
4.	Material elétrico e de comunicação	11,57	1.641	0,705
5.	Material de transporte	10,98	2.989	0,368
6.	Produtos de madeira	17,60	608	2,895
7.	Mobiliário	0,55	454	0,121
8.	Papel e papelão	6,76	788	0,858
9.	Produtos de borracha	3,50	619	0,565
10.	Couros e peles	18,25	269	6,785
11.	Química	56,78	5.330	1,065
12.	Têxteis	32,99	3.330	0,991
13.	Vestuário, calçados e tecidos	0,86	963	0,089
14.	Produtos alimentícios	292,50	5.787	5,054
15.	Bebidas	0,72	623	0,116
16.	Fumo	1,43	291	0,491
17.	Editorial e gráfica	0,12	621	0,019
18.	Miscelânea	2,74	821	0,334
	TOTAL	559,14	30.633	1,825

TABELA 3

REGRESSÕES DA MUDANÇA DA PARCELA DE EXPORTAÇÕES (ΔZ_i) SOBRE TAXAS EFETIVAS DE INCENTIVOS (E_i) E RELAÇÕES EXPORTAÇÃO/PRODUTO (R_i)*

	E_i	R_i	Constante	\bar{R}^2
Equação 1	0,0251 (1,723)	—	-1,715 (-1,548)	0,157 (2,969)
Equação 2	0,0229 (1,788)	-0,527 (-2,353)	-0,786 (-0,745)	0,384 (4,674)

* Todas as variáveis são expressas em percentagem. Os números entre parênteses sob coeficientes e \bar{R}^2 são estatísticas t e F, respectivamente. A amostra refere-se aos 18 setores da classificação de indústrias da FIBGE.

3. Comparações: Um Modelo com Taxas Nominais de Incentivos

Ao se estabelecer um sistema de incentivos às exportações ou ao se avaliar um sistema já existente, são necessárias infor-

mações referentes ao seus efeitos sobre a estrutura das exportações. Pode-se escolher entre dois caminhos para obter o conhecimento necessário. Um deles utiliza taxas efetivas de incentivos, enquanto o outro utiliza taxas nominais de incentivos. A abor-

dagem que utiliza taxas efetivas apóia-se em bases teóricas mais sólidas, mas requer um conjunto de dados estatísticos consideravelmente maior do que o requerido para o uso de taxas nominais. O trabalho de computação é também consideravelmente maior quando se usam taxas efetivas.

Assim, do ponto de vista prático, é importante saber se o uso de taxas efetivas fornece informações mais precisas do que as obtidas pelo modelo mais simples. Nosso propósito nesta seção é comparar os resultados obtidos ao aplicarmos estas duas abordagens ao corpo de dados descrito na seção 2.

Especificamos, a seguir, dois modelos que utilizam taxas nominais de incentivos. Eles representam uma simplificação das equações (1) e (2). A simplificação consiste na substituição das taxas efetivas de incentivos por taxas nominais.

A versão simplificada parte da suposição de que um setor que receba grandes incentivos nominais aumentará sua participação no total das exportações de manufaturados, graças aos setores que recebam incentivos menores (ou nulos). Isto pode ser representado pela relação linear:

$$(1') \quad \Delta Z_i = \alpha'_0 + \alpha'_1 N_i + \omega'_i$$

Nela, N_i representa a taxa nominal de incentivo às exportações do setor i ; $\alpha'_0 < 0$ (pois a participação de um setor com incentivo nominal nulo cairia) e $\alpha'_1 > 0$; ω'_i é uma variável aleatória com média zero e variância constante.

Podemos considerar, novamente, que um setor que exporta uma pequena parcela de sua produção na fase inicial reage de maneira mais acentuada a uma dada taxa de incentivo do que um setor para o qual a relação exportação/produto é grande na situação inicial. A equação (2') leva em conta tal consideração, pois inclui o valor inicial da relação exportação/produto (R_i) entre as variáveis explicativas. A introdução de R_i

permite ao modelo refletir diferentes reações a incentivos por parte de diferentes setores. O modelo é agora representado por:

$$(2') \quad \Delta Z_i = \beta'_0 + \beta'_1 N_i + \beta'_2 R_i + \varepsilon'_i$$

Nesta equação, $\beta'_0 < 0$, $\beta'_1 > 0$ e $\beta'_2 < 0$, pelos motivos já mencionados.

A estimativa das equações (1') e (2') pelo método dos mínimos quadrados fornece os resultados apresentados na tabela 4. Taxas nominais de incentivos foram obtidas do trabalho de Savasini, Lobato, Travolo & Zockun⁽⁸⁾.

Novamente, todos os coeficientes têm os sinais esperados. O coeficiente para as taxas nominais de incentivos na primeira equação da tabela 4 é significativamente maior que zero ao nível de 1%.

Quando as relações exportação/produto são introduzidas na equação, cai o nível de significância dos coeficientes de incentivo nominal, apesar do coeficiente de R_i não aparecer significativamente diferente de zero, até mesmo ao nível de 20%.

Poderíamos ser induzidos a concluir que a introdução da relação exportação/produto não leva a qualquer melhoria em relação à equação (1'). Comparando a equação (1') com as equações da tabela 3, nas quais as taxas efetivas de incentivos aparecem como regressores, poderíamos ainda ser levados a concluir que o modelo simplificado, envolvendo somente as taxas nominais de incentivos, atua melhor que qualquer outro modelo até agora apresentado. Contudo, tal conclusão não pode ser sustentada se analisarmos mais profundamente algumas características estatísticas da amostra utilizada na estimativa das equações (1') e (2'). De fato, sugerimos que os resultados obtidos ao se utilizarem taxas efetivas são melhores, por dois motivos: em primeiro lugar,

(8) SAVASINI et alii. O Sistema brasileiro de promoção às exportações. São Paulo, IPE, 1974. (Trabalho para Discussão, 11).

TABELA 4

REGRESSÕES DA MUDANÇA DAS PARCELAS DE EXPORTAÇÕES (ΔZ_i) SOBRE TAXAS NOMINAIS E INCENTIVOS (N_i) E RELAÇÕES EXPORTAÇÃO/PRODUTO (R_i)*

	N_i	R_i	Constante	\bar{R}^2
Equação 1'	0,1332 (2,728)	—	-3,944 (-2,6110)	0,3175 (7,4426)
Equação 2'	0,0970 (1,674)	-0,3067 (-1,1347)	-2,4182 (-1,2014)	0,3714 (4,4319)

* Ver nota da tabela 3.

o resultado significativo obtido para a equação (1') pode dever-se à omissão da relação exportação/produto da equação; em segundo lugar, os resultados fornecidos pela estimativa da equação (2') não são confiáveis, se utilizados para prever o impacto que uma mudança no sistema de incentivos terá sobre a estrutura das exportações. Apresentaremos, para concluir esta seção, uma discussão detalhada destas duas questões.

VIÉS CAUSADO PELA OMISSÃO DA RELAÇÃO EXPORTAÇÃO/PRODUTO

Consideremos, inicialmente, o viés de especificação causado pelo uso da equação (1') quando a equação (2') é correta.

Theil⁽⁹⁾ mostrou que tal viés é dado pela expressão:

$$(3) \quad E \hat{\alpha}'_1 - \beta'_1 = p \beta_2$$

na qual p é o coeficiente da regressão auxiliar de R_i sobre N_i e $\hat{\alpha}'_1$, corresponde à estimativa de α_1 pelo método dos mínimos quadrados. O valor de p é igual a 0,1180 na amostra em consideração. Conseqüentemente, $p < 0$. A expectativa é de que o

valor de β'_2 seja negativo. Sob estas condições, o viés expresso pela equação (3) será positivo. Em outras palavras, pela utilização da equação (1'), sendo que a equação (2') seria a forma correta, obteremos estimativas para os coeficientes da taxa nominal de incentivos com um viés positivo. Isto pode explicar o elevado nível de significância obtido quando a equação que relaciona a mudança na estrutura das exportações com os incentivos nominais é estimada omitindo-se as relações exportação/produto.

Comparemos a sensibilidade das equações (1) e (1') a este tipo de viés. É fácil ver que a equação com taxas efetivas está menos sujeita ao tipo de distorção acima descrito, dada a presente amostra. A equação (3) mostra que o viés é proporcional ao coeficiente da regressão auxiliar. Este coeficiente é igual a - 0,004124 para a regressão auxiliar do quociente exportação/produto em função da taxa de incentivos efetivos, em contraposição a - 0,1180 para a regressão auxiliar da relação exportação/produto em função da taxa de incentivos nominais.

CAUSAS ECONÔMICAS E CONSEQÜÊNCIAS ESTATÍSTICAS DA CORRELAÇÃO NEGATIVA ENTRE OS INCENTIVOS NOMINAIS E A RELAÇÃO EXPORTAÇÃO/PRODUTO

Um dos principais objetivos do sistema brasileiro de incentivos às exportações foi melhorar o balanço de pagamentos. Outro objetivo declarado do sistema consistiu em contrabalançar os efeitos de distorções do

(9) Ver THEIL, Henri. *Principles of Econometrics*. New York, John Wiley and Sons, Inc. 1971 e *Idem*. *Specifications errors and the estimation of economic relationships*. *Review of the International Institute*, 25, 1975.

mésticas, tais como impostos indiretos e encargos trabalhistas. No entanto, os efeitos alocativos dos incentivos não foram rigorosamente ponderados na época de sua implementação. Na realidade, incentivos nominais foram concedidos segundo o que se considerava necessário para fazer com que todos os setores exportassem. Os setores que exportavam uma pequena parcela de sua produção estariam necessitando de maiores incentivos do que setores exportadores tradicionais. Esta prática resultou num coeficiente de correlação de $-0,55$ entre taxas de incentivos nominais e relações exportação/produto.

Devido às implicações desta correlação, é necessário examinar com mais cuidado as razões pelas quais ela aparece. Notamos, inicialmente, que a proteção tarifária foi concedida de acordo com o chamado critério de essencialidade. Por este critério, mais restrições foram impostas às importações dos bens considerados menos essenciais, seja para os consumidores, seja para a manutenção de altas taxas de crescimento no setor industrial. Importações de bens "essenciais" (tais como produtos farmacêuticos e máquinas e equipamentos) receberam um tratamento mais favorável. O mesmo critério de essencialidade foi usado para estabelecer as alíquotas de impostos indiretos domésticos. Os incentivos a exportações, por sua vez, basearam-se nas alíquotas dos impostos indiretos. Portanto, o mesmo critério usado para conceder proteção tarifária, o qual teve um impacto na relação exportação/produto, foi usado mais tarde para conceder incentivos a exportações. Isto explica o por quê dos setores com relações exportação/produto menores receberem maiores incentivos para exportar⁽¹⁰⁾

(10) Uma interpretação alternativa para esta correlação negativa foi sugerida, em comunicação verbal, pelo Prof. James Hanson. As indústrias que tinham poder para conseguir altos níveis de proteção na fase de substituição de importações puderam, mais tarde, usar seu poder para obter altos níveis de incentivos a exportações. Como indústrias mais protegidas vendem ao mer-

Analisaremos os efeitos desta política sobre a alocação de recursos na seção 5. No restante desta seção analisaremos algumas conseqüências estatísticas da correlação mencionada acima.

Consideremos o problema de estimar a equação (2'). Como acabamos de observar, na amostra referente à experiência brasileira nos anos 1966-1971 existe uma relação aproximadamente linear entre os regressores.

Observemos que a relação linear entre os regressores é uma particularidade da amostra que representa a experiência brasileira. Não há motivo para que tal relação exista em todas as amostras que possamos conceitualmente tomar.

A situação acima descrita é um caso de multicolinearidade. Se estivéssemos interessados somente em prever a mudança na estrutura das exportações, poderíamos utilizar a regressão estimada, mantendo constante a relação observada entre os regressores no período amostral. Chegamos agora ao ponto crucial da questão. Boas previsões baseadas na equação (2') exigem não apenas que ela seja estável no período da amostra, mas também que permaneça estável durante o período para o qual se faz a previsão. Portanto, um planejador interessado em mudar o sistema de incentivos não pode contar com previsões obtidas da equação (2'), pois a própria mudança na política obrigaria a romper a relação entre incentivos nominais e relações exportação/produto, observada na amostra⁽¹¹⁾

cado doméstico, devemos esperar uma correlação negativa entre proteção e a relação exportação/produto. E como há uma correlação direta entre proteção e incentivos, devemos esperar uma correlação negativa entre incentivos e relação exportação/produto.

(11) Até agora tomamos a correlação entre regressores como indicador da existência de multicolinearidade. Um teste mais formal foi sugerido por FARRAR, D.E. & GLAUBER, R.R. Multicollinearity in economic analysis: the problem revisited. *Review*

INCENTIVOS E EXPORTAÇÕES

Podemos concluir que a regressão que relaciona a estrutura das exportações de manufaturados com incentivos efetivos e relações exportação/produto é mais confiável do ponto de vista estatístico do que a regressão que envolve incentivos nominais e relações exportação/produto, pois a regressão na qual aparecem incentivos nominais é influenciada pelo problema da multicolinearidade, enquanto que a regressão que utiliza incentivos efetivos está livre deste problema. Assim, tanto as considerações teóricas como as estatísticas recomendam o uso de taxas efetivas do incentivo.

4. Testes de Homocedasticidade e Estimativas por Mínimos Quadrados Ponderados

Todas as estimativas apresentadas acima foram obtidas sob a hipótese de que os erros nas equações têm variância constante. Contudo, se a hipótese de homocedasticidade não for verdadeira, uma outra técnica de estimação deve ser adotada. Nossa finalidade nesta seção é submeter a hipótese de homocedasticidade a testes sugeridos por Goldfeld e Quandt⁽¹²⁾.

Consideremos novamente a equação (2). O erro ε_i representa o efeito conjunto de todas as variáveis que afetam a estrutura das exportações e que não foram incluídas na equação. Claramente, não é necessário,

nem desejável, introduzir todas estas variáveis na equação, pois estamos interessados em estimar o efeito da variável E_i . Contudo, admitindo que $\text{var } \varepsilon_i = \sigma^2 = \text{constante}$, estamos admitindo que a probabilidade de realização de um dado valor absoluto de ε_i é o mesmo para todos os setores. Isto equivale a supor que todos os setores reagem de maneira idêntica à combinação das variáveis não incluídas na equação (2). É possível que o efeito conjunto destas variáveis dependa das características de cada setor, representadas pelas relações exportação/produto. Como já discutimos anteriormente, as exportações de um setor com alta relação exportação/produto são mais rígidas que aquelas de um setor que exporta uma pequena parcela de sua produção. Estas considerações podem ser representadas escrevendo $\varepsilon_i = \sigma^2 R_i$, o que significa que a probabilidade de ter um valor absoluto alto de ε_i é maior em um setor com grande relação exportação/produto do que em um setor com pequena relação exportação/produto.

É sabido que o método dos mínimos quadrados fornece os melhores estimadores lineares justos dos coeficientes das equações, contanto que a hipótese $\text{var } \varepsilon_i = \text{constante}$ seja verdadeira. Se a hipótese alternativa for verdadeira, o método dos mínimos quadrados não é eficiente. Neste caso, o método dos mínimos quadrados ponderados deve ser utilizado para se obter os melhores estimadores lineares justos dos coeficientes das equações⁽¹³⁾. Utilizando R_i como peso, a equação (2) é transformada, obtendo-se:

$$(5) \quad \frac{\Delta Z_i}{\sqrt{R_i}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{R_i}} + \beta_1 \frac{E_i}{\sqrt{R_i}} + \beta_2 \sqrt{R_i} + \frac{\varepsilon_i}{\sqrt{R_i}}$$

of Economics and Statistics. 49 (1), Feb. 1967. O resultado do teste depende de um χ^2 , que no presente caso foi igual a 5,579. O valor crítico de χ^2 , a 5% é 5,412. Portanto, não aceitamos a hipótese de que os vetores de incentivos nominais e relações exportação/produção são ortogonais. O mesmo método foi usado para testar (e aceitar) a ortogonalidade dos vetores de taxas efetivas e relações exportação/produto, encontrando-se $\chi^2 = 0,0806$, que está bem abaixo do valor crítico indicado acima.

(12) GOLDFELD, S.M. & QUANDT, R. E. Some tests for homocedasticity. *Journal of the American Statistical Association*. 60 (310), Jun. 1965, e *Idem*. *Nonlinear methods in econometrics*. Amsterdam, North-Holland Publishing Company, 1972.

(13) Ver a demonstração em THEIL, Henri. *Principles of econometrics*. New York, John Wiley and Sons Inc., 1971.

É fácil verificar que $\text{var} (\epsilon_i/\sqrt{R_i}) = \text{constante}$.

Antes de escolhermos a técnica de estimação adequada, devemos então testar a hipótese $H_0: \text{var } \epsilon_i = \sigma^2$ contra a hipótese alternativa $H_1: \text{var } \epsilon_i = \sigma^2 R_i$. Dois testes diferentes podem ser aplicados.

TESTE PARAMÉTRICO DE GOLDFELD E QUANDT

O procedimento para este teste é o seguinte⁽¹⁴⁾: os setores são ordenados de acordo com os valores de R_i . Após omitir um número de observações centrais, a amostra é dividida em duas partes, uma contendo os setores com pequenas relações exportação/produto, e a outra contendo os setores apresentando relações exportação/produto maiores.

O teste requer duas etapas. Na primeira delas, regressões distintas devem ser ajustadas às subamostras pelo método dos mínimos quadrados ordinários. As somas de quadrados dos resíduos de cada regressão são obtidas. As somas dos quadrados dos resíduos para as regressões baseadas nas duas subamostras são representadas por S_1 e S_2 , respectivamente. Sob a hipótese nula, o quociente S_2/S_1 tem uma distribuição F com $[(N-C-2K)/2, (N-C-2K)/2]$ graus de liberdade, onde N = tamanho total da amostra; C = número de observações centrais omitidas e K = número de coeficientes na equação.

Este procedimento admite que os erros das equações são normalmente distribuídos.

A omissão de observações centrais tem um duplo efeito sobre o poder do teste. Se a hipótese alternativa for verdadeira, esta omissão tornará S_2 relativamente maior que S_1 , em média, e, portanto, o poder do teste aumentará. Por outro lado, a omissão de observações diminuirá o tamanho da amostra sobre a qual é baseada cada regressão, e

o poder do teste cairá. Não existe uma regra estabelecida para a escolha do número de observações a serem omitidas. Estudos experimentais apresentados pelos autores sugerem que o poder do teste é melhorado omitindo-se uma modesta proporção da amostra. No presente trabalho, fizemos experiências omitindo 2 e 4 observações centrais.

Na segunda etapa do teste, regressões separadas são ajustadas a ambas as subamostras pelo método dos mínimos quadrados ponderados. Para aplicar este método, é necessário transformar a equação (2), conforme já descrevemos. Sob a hipótese de heterocedasticidade para a equação original, o erro da equação transformada terá variância constante, como já explicamos. Por outro lado, sob a hipótese de homocedasticidade para a equação original, a perturbação transformada será claramente heterocedástica. Esta etapa é concluída ao se testar a hipótese de homocedasticidade para a equação transformada, comparando o quociente das somas de quadrados de resíduos como valor crítico da estatística F.

Goldfeld e Quandt apresentam três possíveis resultados para seu teste paramétrico, assim como as decisões a serem tomadas em cada caso:

a. a hipótese de homocedasticidade em nenhum dos dois casos é rejeitada. Nenhum dos dois modelos seria, então, escolhido como preferível ao outro.

b. a hipótese de homocedasticidade é rejeitada para uma especificação mas não para a outra. Aceita-se, então, a especificação que leva aos resíduos homocedásticos.

c. a homocedasticidade é rejeitada em ambos os casos. Dever-se-ia, então, considerar uma ampliação do conjunto de possíveis especificações.

Apresentamos os resultados do teste paramétrico de Goldfeld-Quandt na tabela 5.

(14) Ver GOLDFELD, S. M. & QUANDT, R. E. *op. cit.*

TABELA 5

ESTATÍSTICA F PARA O TESTE PARAMÉTRICO DE GOLDFELD E QUANDT APLICADO AOS MODELOS COM TAXAS EFETIVAS E NOMINAIS

Medida de Incentivos	Número de Observações Omitidas	Método de Estimação		Valores Críticos de F ao Nível de 5%
		MQO	MQP	
Taxas efetivas de incentivos	2	4,82	3,052	$F_{5,5} = 5,05$
	4	4,77	4,07	$F_{4,4} = 6,26$
Taxas nominais de incentivos	2	1,87	12,40	$F_{5,5} = 5,05$
	4	1,82	14,66	$F_{4,4} = 6,26$

A hipótese de homocedasticidade não é rejeitada quando a equação (2) é estimada por mínimos quadrados ordinários. A mesma hipótese não é rejeitada para a equação transformada, (isto é, quando a equação original é estimada por mínimos quadrados ponderados). A mesma conclusão é obtida quando são omitidas 2 ou 4 observações centrais. Este resultado corresponde ao caso a. e somos levados a suspender a escolha de um dos dois modelos como o mais adequado. Frisamos que, no presente caso, ambas especificações são aceitáveis, em contraste com o caso c. no qual as duas especificações deveriam ser rejeitadas.

Aplicamos o mesmo teste ao modelo representado pela equação (2'), onde aparecem a taxa nominal de incentivos e a relação exportação/produto como variáveis explicativas, e os resultados estão também apresentados na tabela 5. A hipótese de homocedasticidade não é rejeitada quando a equação (2') é estimada por mínimos quadrados ordinários. Porém, a mesma hipótese é rejeitada para a equação transformada (isto é, quando a equação é estimada por mínimos quadrados ponderados). O mesmo resultado é obtido, sejam omitidas 2 ou 4 observações centrais. Isto corresponde ao caso b. Concluímos que não se deve esperar um ganho de eficiência aplicando mínimos quadrados ponderados ao modelo com taxas nominais de incentivos.

TESTE NÃO PARAMÉTRICO DE GOLDFELD E QUANDT

O teste paramétrico descrito nos leva a evitar um julgamento sobre qual a técnica de estimação é mais adequada para o modelo com taxas nominais de incentivos. Como estamos lidando com uma amostra pequena, é também conveniente aplicar o teste de picos de Goldfeld e Quandt. Este é um teste não paramétrico que não impõe restrições sobre a forma da distribuição dos erros nas equações. Experiências de simulação indicam que seu uso é aceitável para amostras maiores que 15.

O teste de picos é aplicado da seguinte maneira: em primeiro lugar calculam-se os resíduos de regressão de mínimos quadrados ordinários e ponderados ajustados aos mesmos dados, em seguida ordena-se o valor absoluto dos resíduos de cada regressão, de tal maneira que o número de picos tenda a um valor grande, se for falsa a hipótese utilizada na escolha da técnica de estimativa, e finalmente compara-se o número de picos de ambas as séries de resíduos com os valores críticos fornecidos pela distribuição cumulativa para o número de picos⁽¹⁵⁾.

Os possíveis resultados do teste, assim como as correspondentes medidas a serem

(15) A distribuição cumulativa do número de picos encontra-se em GOLDFELD, S. M. & QUANDT, R.E. *Some tests...* op. cit., para amostras de 5 a 60 observações.

tomadas, são idênticas àqueles do teste F. Os resultados são apresentados na tabela 6. Eles conduzem às mesmas conclusões obtidas com o teste paramétrico. Não são rejeitadas as hipóteses de homocedasticidade ou de heterocedasticidade para o modelo cujas variáveis explanatórias são as taxas efetivas de incentivos e as relações exportação/produto. Quando as taxas efetivas de incentivos são substituídas por taxas nominais, é aceita a hipótese de homocedasticidade e rejeitada a hipótese de heterocedasticidade.

TABELA 6

TESTE NÃO PARAMÉTRICO DE GOLDFELD E QUANDT: NÚMERO DE PICOS, PARA MODELOS COM TAXAS EFETIVAS E NOMINAIS

Medida de Incentivos	Número de Picos*	
	MQO	MQP
Taxa efetiva de incentivos	2	4
Taxa nominal de incentivos	1	5

* O valor crítico para o número de picos ao nível de significância de 5% é igual a 5. Ver Goldfeld & Quandt. Some tests for homoscedasticity. *Journal of the American Statistical Association*, 60 (310), Jun. 1965.

RESULTADOS DE REGRESSÕES DE MÍNIMOS QUADRADOS PONDERADOS

Apresentamos as estimativas das equações (2) e (2') por mínimos quadrados ponderados na tabela 7. Os resultados dos testes de homocedasticidade não recomendam o uso dos mínimos quadrados ponderados como método de estimativa para o modelo com taxas nominais de incentivo, portanto podemos concentrarmo-nos nos resultados do modelo com incentivos efetivos.

Comparando as duas primeiras equações da tabela 7, vemos que o nível de significân-

cia da taxa efetiva de incentivos E_i é maior na equação do MQP. O nível de significância para a relação exportação/produto é menor na mesma equação. Esta comparação parece indicar que R_i deveria ser considerado na estimativa dos efeitos de incentivos sobre a estrutura das exportações, seja como regressor ou como regressor e variável de ponderação, quando se usa MQP.

5. O Sistema de Incentivos e o Custo dos Recursos Internos das Exportações

Na seção anterior fornecemos um método para estimar a mudança na estrutura das exportações de manufaturados ocorrida entre 1966 e 1971. Somando a mudança na parcela de cada setor à parcela observada em 1966, encontramos uma estimativa da estrutura das exportações que teria prevalecido em 1971, após a concessão de incentivos e admitindo que todos os outros fatores que afetam as exportações tenham permanecido constantes. Podemos escrever:

$$(6) \hat{Z}_i^{71} = Z_i^{66} + \Delta \hat{Z}_i$$

onde:

$\Delta \hat{Z}_i$ = estimativa da mudança na parcela do setor i no total das exportações de manufaturados devida à introdução de incentivos.

Z_i^{66} = valor observado da parcela do setor i no total das exportações de manufaturados, em 1966.

\hat{Z}_i^{71} = estimativa da parcela do setor i no total de exportações de manufaturados, admitindo que os incentivos efetivos tenham mudado, enquanto todos os outros fatores que afetam as exportações permaneceram constantes.

Obtivemos os valores de $\Delta \hat{Z}_i$ da equação que relaciona esta variável às taxas de incentivos efetivos e à relação exportação/produto, isto é, da equação (2) da seção 1.

TABELA 7

REGRESSÕES DA MUDANÇA DA PARCELA DE EXPORTAÇÕES (ΔZ_i) SOBRE TAXAS EFETIVAS DE INCENTIVOS (E_i) E TAXAS NOMINAIS DE INCENTIVOS (N_i) E RELAÇÕES EXPORTAÇÃO/PRODUTO (R_i)*

Método de Estimação	E_i	N_i	R_i	Constante	0,384
MQO**	0,0229 (1,788)	—	-0,527 (-2,353)	-0,786 (-0,745)	0,384 (4,674)
MQP	0,0372 (4,293)	—	-0,774 (-1,579)	-1,405 (-2,190)	0,691 (16,738)
MQO***	—	0,0970 (1,674)	-0,307 (-1,135)	-2,418 (-1,202)	0,371 (4,432)
MQP	—	0,0760 (1,328)	-0,735 (-1,062)	-1,162 (-0,659)	0,383 (4,564)

* Ver nota 1 da tabela 3.

** Esta é a equação 2 da tabela 3.

*** Esta é a equação 2' da tabela 4.

Obtivemos estimativas dos coeficientes da equação pelo método dos mínimos quadrados ordinários e também pelo método dos mínimos quadrados ponderados, que discutimos no decurso deste trabalho. Estas estimativas aparecem na tabela 7.

Já concluímos que o teste Goldfeld-Quandt não conduz à rejeição de qualquer das duas especificações para os erros das equações. Assim, usaremos ambas as especificações e compararemos os resultados obtidos nos dois casos. As estimativas Z_i^{71} que obtivemos da equação de mínimos quadrados ordinários e da equação de mínimos quadrados ponderados estão apresentadas na tabela 8.

Um critério econômico para distribuir incentivos às exportações entre os setores deveria considerar as taxas de custo de recursos domésticos (CRD) de cada setor. Idealmente, exportações de setores com taxas de CRD menores (maiores) que a unidade deveriam ser estimuladas (penalizadas). Procedendo desta maneira, a economia obteria maior eficiência.

Este critério pode ser utilizado para avaliar o sistema brasileiro de incentivos às ex-

portações⁽¹⁶⁾. Ponderando as taxas de CRD para todos os setores da indústria de transformação pela correspondente parcela no total de exportações de manufaturados, obtemos o CRD médio para o total de exportação de manufaturados⁽¹⁷⁾.

(16) As taxas de CRD podem ser encontradas no trabalho de SAVASINI et alii. O Sistema brasileiro de promoção... op. cit. ou alternativamente em SAVASINI, José Augusto A. *Export promotion: the case of Brazil*. New York, Praeger Publishers, 1978. Os autores CARDOSO, Eliana & VELLOSO, Raul, res. SAVASINI. *The Export...* op. cit., *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 9 (3), dez. 1979, argumentaram que as estimativas de CRD estão superestimadas, porque o valor das importações foi calculado a preços domésticos (isto é, a preços distorcidos pela proteção). No entanto, quando o valor das importações é ajustado para refletir preços do mercado mundial, os resultados de SAVASINI et alii e as conclusões do presente trabalho não precisam ser alteradas. Em uma nota a ser publicada, descrevemos o processo de ajustamento no qual a afirmação acima se baseia.

(17) Devemos enfatizar que nossa comparação limita-se a considerar combinações alternativas de exportações de manufaturados. Um estudo de MENDONÇA DE BARROS et alii. Sistema fiscal e incentivos às exportações, *Revista Brasileira de Economia*, 29

TABELA 8

i	SETOR	\hat{Z}_{71} MQO	\hat{Z}_{71} MQP	Taxas de CRD*
1.	Produtos de minerais não metálicos	0,326	0,140	1,178
2.	Metalúrgica	8,317	7,888	1,308
3.	Mecânica	6,858	5,923	1,299
4.	Material elétrico e de comunicação	2,983	3,490	1,259
5.	Material de transporte	2,803	3,235	1,123
6.	Produtos de madeira	1,423	0,458	0,854
7.	Mobiliário	0,851	1,211	1,298
8.	Papel e papelão	1,334	1,359	1,440
9.	Produtos de borracha	2,038	2,849	1,410
10.	Couros e peles	1,378	0,641	0,960
11.	Química	9,897	9,968	1,115
12.	Têxteis	7,735	8,846	1,337
13.	Vestuário, calçados e tecidos	2,359	3,624	1,278
14.	Produtos alimentícios	49,625	48,236	1,061
15.	Bebidas	0,894	1,258	0,182
16.	Fumo	0,353	0,327	—
17.	Editorial e gráfica	0,525	0,717	1,005
18.	Miscelânea	0,306	0,093	1,334
	TOTAL	1,153	1,164	

* As taxas de CRD foram obtidas de SAVASINI *et alii*. O Sistema brasileiro de promoção às exportações. São Paulo, IPE-USP, 1974, (Trabalho para Discussão, 11). p. 83.

Fazemos isto para 1966 e 1971, utilizando o valor observado da parcela de cada setor no total das exportações. Encontramos uma taxa de CRD média de 1,136 em 1966 e 1,149 em 1971. Este resultado significa que a estrutura das exportações deslocou-se para uma posição menos eficiente no período.

Repetimos o processo de ponderação utilizando a parcela de cada setor no total das exportações, estimada por mínimos quadrados ordinários e ponderados. Relembremos que estas estimativas são interpretadas como representativas da estrutura de exportações que teria prevalecido em 1971, depois da introdução dos incentivos, e sob a

hipótese de que todas as outras variáveis que afetam exportações tivessem permanecido constantes entre 1966 e 1971. A taxa média de CRD obtida é de 1,153 quando utilizamos estimativas de mínimos quadrados ordinários e de 1,164 quando utilizamos estimativas de mínimos quadrados ponderados. Assim, ambas as técnicas de estimativa fornecem taxas médias de CRD maiores do que aquelas observadas em 1966 e 1971. Podemos concluir, assim, que o sistema de incentivos não melhorou a eficiência da estrutura das exportações no período considerado.

Esta conclusão não depende de qual dos dois métodos de estimativa é utilizado. Ademais, comparando a taxa média de CRD observada com a estimada, verificamos que a primeira é menor do que a segunda. Isto parece indicar que, além dos incentivos, existiam outras variáveis tendendo a reduzir o custo médio dos recursos internos

(4). out./dez. 1975, estima que as taxas de CRD para exportações agrícolas, em 1971, eram bem inferiores aos CRD dos manufaturados, no mesmo ano. Conclui-se que o Brasil deixou de explorar as possibilidades oferecidas pelas exportações agrícolas.

INCENTIVOS E EXPORTAÇÕES

usados para produzir exportações, mas esta influência em direção a uma melhor estrutura de exportações foi superada pela influência adversa dos incentivos. Finalmente, notamos que as diferenças entre as diversas taxas médias de incentivos são pequenas. Contudo, nossa atenção não se deve concentrar na magnitude dessas diferenças. O que realmente importa é que a política brasileira de promoção de exportações não melhorou a alocação de recursos usados na produção de exportáveis.

Esta conclusão está sujeita às seguintes restrições: em primeiro lugar, se as limitações impostas pela demanda mundial forem importantes, o país precisará expandir exportações com custos de recursos domésticos cada vez mais elevados; em segundo

lugar, a expansão das exportações pode gerar benefícios que não são considerados pelas taxas de CRD, tais como a melhor utilização da capacidade instalada, a obtenção de economias de escala⁽¹⁸⁾ e o melhor treinamento da mão-de-obra, por meio do aprendizado no trabalho.

(18) LUQUE, Carlos Antonio. Elasticidade de escala e taxa efetiva de incentivos à exportação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 7 (2), agosto 1977, oferece uma estimativa da correlação entre incentivos efetivos e elasticidades de escala dos setores industriais. A correlação encontrada é positiva. No entanto, não se pode afirmar que os ganhos de escala obtidos com a promoção de exportações são suficientes para compensar as perdas resultantes da exportação de bens em cuja produção o País não apresenta vantagens comparativas.

Apêndice

Neste apêndice apresentamos as hipóteses e resultados de um modelo no qual a oferta de exportações de cada setor depende de preços efetivos e incentivos efetivos. Infelizmente, a escassez de espaço não nos permite apresentar demonstrações, e o leitor interessado precisará referir-se a outros trabalhos de nossa autoria⁽¹⁹⁾.

As hipóteses são:

— insumos intermediários e produção final guardam proporções constantes, enquanto trabalho e capital podem ser substituídos entre si. A função de produção apresenta rendimentos de escala constantes e a oferta de todos os insumos é perfeitamente elástica.

— custos marginais de vendas e transporte ao mercado externo são funções lineares crescentes da quantidade exportada, enquanto os custos marginais de vendas e transporte ao mercado nacional são constantes.

— a demanda internacional por exportações brasileiras de manufaturados pode ser convenientemente aproximada por uma curva de elasticidade infinita. A demanda por manufaturados é uma função de seus preços e da renda.

— as firmas alocam sua produção entre o mercado externo e o nacional, procurando maximizar lucros. Os resultados indicados a seguir permanecem válidos, se admitirmos concorrência perfeita nos dois mercados ou se admitirmos a existência de monopólios no mercado interno e de concorrência perfeita no exterior.

Sob estas condições, derivamos a função da oferta de longo prazo:

$$(A-1) \quad x_i = \frac{1}{b_i} p_x^i - \frac{1}{b_i} [f(w,r) + \sum_{k,i} a_{ki} P_k] - c_i$$

onde:

x_i, p_x^i = quantidade e preços de exportações do setor i , respectivamente.

(19) PINTO, Maurício Barata de Paula. *Brazilian manufactured... op. cit.*, cap. 3 ou *Idem*. *Um modelo para análise... op. cit.*

w, r = salário e valor alocativo do capital, respectivamente.

a_{ki} = quantidade do insumo intermediário k necessário por unidade produzida do bem i .

P_k = preço do insumo intermediário k .

b_i, c_i = parâmetros.

É interessante indicar que a expressão entre colchetes corresponde ao custo marginal de produção (o qual não depende da quantidade produzida em virtude da hipótese de rendimentos constantes de escala). O parâmetro b_i representa a inclinação da curva de custos marginais de vendas e transporte no mercado externo. É interessante observar também que a oferta de exportações não depende da quantidade vendida ao mercado nacional. Esta é uma consequência das hipóteses de constância de rendimentos de escala e custos marginais de vendas e transporte ao mercado doméstico.

Reordenando a equação (A-1), encontramos:

$$(A-2) \quad x_i = \frac{1}{b_i} (p_x^i - \sum a_{ki} P_k) - \frac{1}{b_i} f(w, r) - c_i$$

A expressão $p_e^i = (p_x^i - \sum a_{ki} P_k)$ é definida como o preço efetivo das exportações do bem i . Assim, na equação (A-2) a oferta de exportações está relacionada a seu preço efetivo. Do ponto de vista da parte empírica do trabalho, é conveniente definir a taxa efetiva de incentivos (E_i) como o quociente entre a mudança em preços efetivos Δp_e^i ocasionada pelos incentivos e o preço efetivo prevalecendo após a mudança:

$$E_i = \frac{\Delta p_e^i}{p_e^i + \Delta p_e^i}$$

O leitor pode encontrar uma discussão sobre esta taxa em outro trabalho de nossa autoria⁽²⁰⁾.

(20) PINTO, Maurício Barata de. *Brazilian manufactured... op. cit.*, cap. 4.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BALASSA, Bela. Export incentives and export performance in developing countries: a comparative analysis. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 114 (1), 1978.
- BALASSA, Bela & Associados. *The structure of protection in developing countries*. Baltimore, Johns Hopkins University, 1971.
- BERGSMAN, Joel & MALAN, Pedro. The structure of protection in Brazil. In: BALASSA, Bela & Associados. *The structure of protection in developing countries*. Baltimore. Johns Hopkins University, 1971.
- BRASIL. Ministério da Fazenda. CIEF *Foreign trade of Brazil according to the standard international trade classification — SITC*. Rio de Janeiro, 1954 a 1969, 1970 a 1974.
- BRASIL. Ministério do Planejamento. FIBGE. Rio de Janeiro. *Anuário Estatístico do Brasil*. 1949 a 1974.
- CARDOSO, Eliana A. & VELLOSO, Raul R. Resenha. SAVASINI, José Augusto A. *Export promotion: the case of Brazil*. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 9 (3), dezembro 1979.
- CHRIST Carl F *Econometric models and methods*. New York, John Wiley and Sons, Inc., 1966.
- DIAZ ALEJANDRO, Carlos F *Trade policies and economic develop-*

- ment. **International Trade and Finance**, Cambridge, Cambridge University Press, 1975.
- FARRAR, D. E. & GLAUBER, R. R. Multicollinearity in economic analysis: the problem revisited. **Review of Economics and Statistics**, 49 (1), Feb. 1967
- GOLDFELD, S. M. & QUANDT, R. E. Some tests for homoscedasticity. **Journal of the American Statistical Association**, 60 (310), Jun. 1965.
- GOLDFELD, S. M. & QUANDT, R. E. **Nonlinear methods in econometrics**. Amsterdam, North-Holland Publishing Company, 1972.
- JOHNSTON, J. **Econometric methods**. New York, McGraw-Hill, 1972.
- LUQUE, Carlos Antonio. Elasticidade de escala e taxa efetiva de incentivos à exportação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 7 (2), agosto 1977.
- MENDONÇA DE BARROS, José Roberto; LOBATO, H. D.; TRAVOLO, M. A. & ZOCKUN, M. H. G.P. Sistema fiscal e incentivos às exportações, **Revista Brasileira de Economia**, 29 (4), out./dez. 1975.
- NEELEMAN, G. **Multicollinearity in linear economic models**. Gronigen, Netherlands, Tilburg University Press, 1973.
- PASTORE, Affonso Celso; SAVASINI, José Augusto A. & ROSA, J.A. Análise da promoção de exportações sob a ótica da proteção efetiva. Rio de Janeiro, Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior, 1977, mimeo.
- PINTO, Maurício Barata de Paula. **Brazilian manufactured exports: growth and change in structure**. Baltimore, Johns Hopkins University, 1979, Ph. D. thesis.
- Um Modelo para a análise do crescimento das exportações brasileiras de produtos manufaturados. Trabalho apresentado ao encontro da ANPEC, em Garanhuns, Pernambuco, 1975, mimeo.
- SAVASINI, José Augusto A. **Export promotion: the case of Brazil**. New York, Praeger Publishers, 1978.
- SAVASINI, José Augusto A.; LOBATO, H.M.D.; TRAVOLO, M. A. & ZOCKUN, M. H. G. P. O Sistema brasileiro de promoção às exportações. São Paulo, IPE-USP, 1974. (Trabalho para Discussão, 11).
- THEIL, Henri. **Principles of econometrics**. New York, John Wiley and Sons, Inc., 1971.
- Specifications erros and the estimation of economic relationships. **Review of the International Institute**, 25, 1975.
- TYLER, William G. **Manufactured export expansion and industrialization in Brazil**. Tubingen, Germany, J.C.B. Mohr, Paul Siebeck, 1976.
- ZAGHEN, Paolo & REGO, Luis C. Costa. avaliação da estrutura de incentivos pelos critérios da intensidade e da qualificação da mão-de-obra. Rio de Janeiro, Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior, 1978. mimeo.