

# OFERTA E TRIBUTAÇÃO DE EXPORTAÇÕES DE SOJA

C. ALBERTO BASSO\*  
H. CARLOS IKEHARA\*\*  
S. ALBERTO BRANDT\*\*\*  
ALVARO MANOEL\*\*\*\*

## RESUMO

*Análise da estrutura de oferta de soja em grão no período 1964-74, tendo-se em vista especificar e estimar funções da exportação brasileira de soja em grão; calcular o tributo ótimo sobre as exportações desse produto e, avaliar o ganho social líquido para o País, decorrente da imposição do mesmo tributo. O modelo duplo-log foi selecionado, e os resultados obtidos indicaram que a oferta de exportação do produto era altamente sensível a preços de exportação, à variação na produção nacional e a variação na renda real interna, sendo moderadamente sensível à flutuação no preço do produto no mercado interno. Verificou-se que a taxa ótima de tributo situa-se ao nível de 9% do valor das exportações, e que o ganho social líquido para o País, obtido com a imposição dessa taxa, seria da ordem de 0,6% do valor exportado. Por outro lado, verificou-se que a tributação provocaria redução da ordem de 6,6% na receita total, enquanto que a receita tributária sobre estas exportações seria da ordem de 8,3% da receita cambial obtida.*

## 1. INTRODUÇÃO

A soja é uma leguminosa originária da Ásia, que sofreu melhoramentos ao longo de mais de meio século nos Estados Unidos, em termos de produtividade e adaptação às condições americanas de produção. Seus grãos apresentam alto teor de proteínas, sendo por isso amplamente utilizado, tanto na alimentação humana e animal, como na indústria.

A taxa média de aumento da produção mundial de soja, no período de 1964-74, foi da ordem de 6,9% ao ano, passando de 32 milhões de toneladas em 1964, para 63 milhões de toneladas em 1974<sup>(10)</sup>. As exportações mundiais têm apresentado um crescimento a taxas geométricas relativamente altas, oscilando em torno de 9% a.a. no período de 1964-74, sendo que os Estados Unidos lideram o mercado mundial, com uma participação média da ordem de 85% do *quantum* total exportado.

O Brasil exporta soja desde 1950. Mas somente a partir da década de 70, a soja passa a integrar a pauta de exportações como um dos itens mais importantes ao lado do café. As exportações têm mostrado um comportamento irregular ao longo dos anos. Entretanto, a participação da soja no valor global das exportações vem crescendo progressiva-

mente. A soja e seus subprodutos, que tinham uma parcela de 1% do total das exportações em 1965, subiu para 22% em 1974, enquanto o café teve sua participação reduzida de 44% para 26%<sup>(10)</sup>.

O conhecimento da estrutura da oferta de exportação brasileira de soja em grão é extremamente importante para avaliação da política de tributação das exportações do produto. Juntamente com o conhecimento, já disponível, de estrutura da demanda de exportação do produto, pode-se, por exemplo, avaliar os custos e retornos sociais da atual política de tributação das exportações. A obtenção empírica das estimativas dos parâmetros estruturais de oferta de exportação é pois plenamente justificada.

O presente estudo tem como objetivos básicos estimar a função de oferta de soja em grãos e avaliar o custo social líquido, para o País, do tributo sobre as exportações do produto. Especificamente, pretende-se estimar elasticidades estruturais das variáveis mais importantes que afetam a quantidade oferecida para exportação de soja em grãos e calcular os efeitos de tributação sobre exportações, em termos de custos sociais líquidos.

## 2. MATERIAL E MÉTODO

Os dados utilizados no presente estu-

do são séries anuais e foram obtidos de publicações do Ministério da Agricultura<sup>(3, 4)</sup>, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística<sup>(1)</sup>, Fundação Getúlio Vargas<sup>(6, 7, 12)</sup>, bem como dos estudos de LEITE<sup>(11)</sup>, cobrindo o período de 1950 a 1974 (Quadro 1).

Dois estudos anteriores foram desenvolvidos visando explicar a estrutura do comércio externo de soja do País. von DOELLINGER et alii<sup>(15)</sup>, em 1973, usaram o método dos mínimos quadrados ordinários e séries temporais (1964-1970) para estimar "funções de exportação", de soja em grão e de outros produtos. Verificaram que a "elasticidade-preço de exportação" de soja em grão era igual a 0,34. Note-se que este foi um estudo pioneiro e abrangente, envolvendo grande número de produtos. Particularmente, no que diz respeito ao modelo de soja, o grau de especificação do modelo foi bastante restrito, o que pode ter enviesado as estimativas estruturais apresentadas.

LEITE et alii<sup>(10)</sup>, em 1976, usaram séries temporais (1950-71) e o método dos mínimos quadrados para estimar, entre outras coisas, a estrutura da demanda de exportação de soja em grão, verificando que a mesma era altamente preço-elástica, tanto no curto prazo ( $E_p^{dx} = -11,16$ ) como no longo pra-

\* Pesquisador da Fundação Arthur Bernardes — Universidade Federal de Viçosa.

\*\* Professor do Departamento de Economia — CESA — Universidade Estadual de Londrina.

\*\*\* Professor do DER-CCA — Universidade Federal de Viçosa.

\*\*\*\* Professor do Departamento de Economia — CESA — Universidade Estadual de Londrina.

zo ( $E_p^{dx} = -12,21$ ).

A oferta e a procura da exportação de um dado bem ou serviço, podem ser entendidas dentro de um modelo de comércio entre dois países. O país em pauta pode ser considerado como uma região e o resto do mundo como outra região. A existência de uma função de excedente de oferta no país em pauta e de uma função de excedente de procura no resto do mundo, são duas pressuposições iniciais<sup>(2)</sup>.

A oferta de exportação de um país é, portanto, a função de excedente de oferta deste país. Por outro lado, a demanda de exportação enfrentada pelo país é a função de excedente de demanda do resto do mundo.

A Figura 1 esquematiza as curvas de oferta (SS') e demanda (DD') de exportação e a curva de receita marginal (MM'). O equilíbrio sob condições de

comércio livre se situa em Z, com exportação ( $q^x$ ) igual a OG e preço de exportação ( $p^x$ ) igual a OR<sup>(5)</sup>.

As pressuposições básicas desta análise são as de que (a) a balança comercial do país se encontra em equilíbrio; (b) a curva de demanda de exportação DD' é dada; (c) há competição perfeita no mercado interno de produto; (d) a curva de oferta de exportação SS' indica o custo marginal social das exportações; (e) a aplicação interna da receita tributária não afeta a demanda interna do produto; e (f) o interesse se concentra no bem-estar nacional e não do resto do mundo.

Para atuar como monopolista, o país exportador deve igualar custo marginal e retorno marginal de exportação. Isto não ocorre sob condições de mercado livre, em que o custo marginal se iguala

ao retorno médio. Para agir em seu próprio interesse, o país deve restringir as exportações ao nível OH, recebendo o preço OB. Isto pode ser alcançado por meio de um tributo sobre a exportação igual a BC/OB. O ponto ótimo sobre a curva de demanda de exportação é W (Figura 1).

A elasticidade-preço de demanda de exportação, no ponto W, é igual a  $\frac{WA}{A'W}$ .

O tributo ótimo sobre as exportações é dado por:  $t^* = \frac{1}{E_p^{dx}}$ <sup>(5)</sup>

É evidente que a taxa de tributação depende de  $E_p^{dx}$  mas, o ponto de equilíbrio resultante (W), o preço (OB) e a quantidade exportada (OH) dependem também de  $E_p^{sx}$ . O ganho social decorrente da tributação ótima também depende das duas elasticidades estruturais.

QUADRO 1. Informações básicas para estimativa da equação de exportação de soja em grão, Brasil, 1950/74.

Ano	Quantidade Exportada (10 <sup>3</sup> t) (a)	Preço de Exportação (US\$/t) (b)	Preço Real Pago ao Produtor (Cr\$ 10 <sup>3</sup> de 1974/t) (c)	Produção Nacional (10 <sup>3</sup> t) (d)	Renda Real Interna (Cr\$ 10 <sup>9</sup> de 1974) (e)
1950	21,236	95,00	0,555	33,739	123,682
51	39,675	128,00	0,445	60,807	124,115
52	28,841	127,90	0,524	77,881	137,000
53	26,117	126,50	0,594	88,226	142,273
54	26,334	118,50	0,527	117,321	149,380
55	25,390	112,00	0,482	106,884	159,878
56	41,483	98,80	0,595	114,938	171,707
57	17,399	104,00	0,540	121,501	181,791
58	33,900	108,80	0,551	130,893	191,776
59	42,070	116,20	0,535	151,574	189,486
1960	0,000	...	0,725	205,744	202,608
61	73,267	93,80	0,680	271,755	217,855
62	96,771	86,60	0,572	345,175	234,092
63	33,448	92,90	0,639	322,915	241,470
64	0,000	...	0,730	304,895	245,005
65	75,286	97,50	0,690	523,176	298,598
66	121,241	107,40	0,705	594,475	306,619
67	304,543	96,00	0,580	15,506	329,931
68	65,859	5,00	0,629	654,476	377,289
69	326,735	94,00	0,625	1.056,607	413,222
1970	289,623	93,50	0,591	1.508,540	443,780
71	213,426	113,90	0,662	2.208,000	489,665
72	1.037,290	123,33	0,800	3.400,000	540,911
73	1.786,139	276,66	1,433	5.000,000	642,563
74	2.725,068	215,13	1,167	7.800,000	719,520
TGC (% a.a.)	20,0**	0,0	3,0*	21,0	7,0*
L (anos)	4,0	...	26,0	4,0	10,0

Fontes: (a) até 1970<sup>(11)</sup>; 1971 a 1974<sup>(3)</sup>; (b) até 1970<sup>(11)</sup>; 1971 a 1974 calculado dividindo-se o valor da exportação pela quantidade exportada, com dados de<sup>(3)</sup>; (c) até 1970; 1971 a 1974 calculado por média aritmética simples dos preços recebidos pelos agricultores de MG, SP, PR, SC, RS e MT, fornecidos por<sup>(12)</sup>; (d) até 1970<sup>(11)</sup>, 1971 a 1974<sup>(3)</sup>; (e)<sup>(1)</sup>. (\*) indica significância ao nível 0,005 de probabilidade; (\*\*) indica significância ao nível 0,05 de probabilidade.

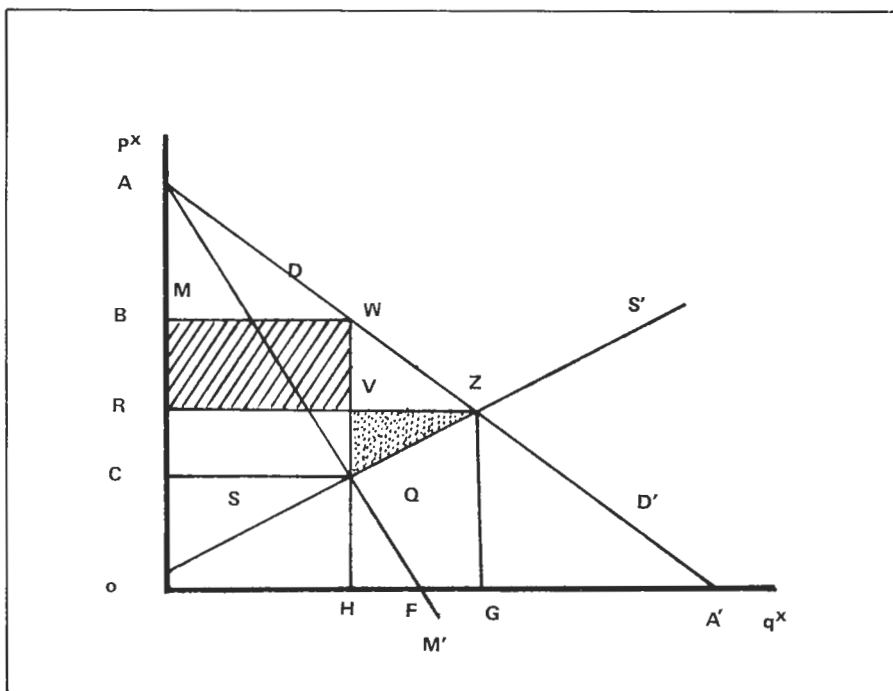


Figura 1. Ilustração dos efeitos de tributação sobre exportações.

Na Figura 1, com a quantidade exportada OH, os termos de intercâmbio sofrem melhoria igual a RB, de tal modo que o ganho total é igual a RBWV. Por outro lado, as exportações são reduzidas ao nível OH. O custo destas exportações é igual a HVZG, de tal modo que ocorre uma perda igual a QVZ. Destarte, o ganho social líquido decorrente do tributo é igual à diferença entre a área RBWV (ganho) e a área QVZ (custo). É aparente, na Figura 1, que o ganho social líquido decorrente de  $t^*$  é diretamente relacionado com a elasticidade-preço da oferta de exportação.

Para se determinar o ganho social líquido decorrente da imposição da tarifa ótima ( $t^*$ ) é necessário, inicialmente, estimar preços e quantidades de equilíbrio, antes e depois da imposição de  $t^*$ . Para obtenção, do preço OR, igualam-se às equações de oferta e procura de exportação e resolve-se para  $p^x$ . Substituindo-se  $p^x$ , em qualquer das duas equações, obtém-se a quantidade exportada OG. O tributo ótimo é  $t^* = 1/E^{dx}$ . Adicionando-se este valor ao preço, na equação de demanda de exportação, igualando-a a equação de oferta e resolvendo-se para quantidade exportada, obtém-se OH. A substituição deste valor OH, nas equações de demanda e oferta de exportações, determina os preços OB e OR, respectivamente.

O ganho social bruto, B(S), é obtido pelo produto da diferença de pre-

ços OB-OR pela quantidade OH. O custo social bruto pode ser obtido por cálculo:

$$C(S) = \int_{OB}^{OG} f(DD') dg - \int_{OH}^{OF} g(SS') dg - \int_{OR}^{OB} L(DD') dp - B(S) \quad (I)$$

onde o primeiro termo equivale à área HWZG; o segundo termo à área RBWZ; e o quarto termo à área RBWV, da Figura 1.

O modelo empírico geral, proposto para estimativa da oferta de exportação de soja em grão do País:

$$q_t^x = b_0 + b_1 p_t^x + b_2 q_{t-1}^x + b_3 p_t^i + b_4 q_t + b_5 r_t + b_6 t + u_t \quad (II)$$

onde  $q_t^x$  é a quantidade exportada de soja em grão, no ano t;  $q_{t-1}^x$  é igual a  $q_t^x$ , retardada de um ano;  $p_t^i$  é o preço real pago ao produtor de soja, no ano t;  $q_t$  é a produção nacional de soja no ano t;  $r_t$  é a renda agregada do país, no ano t; t é uma variável de tempo, incluída para captar efeitos de outros fatores que podem afetar a oferta ou a demanda internas;  $b_i$  ( $i = 1, 2, \dots, 6$ ) são coeficientes de regressão parcial;  $u_t$  é o termo de erro aleatório, com média zero e variância constante.

Pressupõe-se que a demanda de soja em grão, ao nível de produtor,

seja derivada da demanda de óleo e de farelo, aos níveis de compradores finais. Admite-se portanto, que variações nos preços de óleo e de farelo se reflitam em variações no preço de soja em grão. Esta premissa permite omitir os preços de óleo e farelo, como variáveis explicativas, na equação (II).

Não se dispõe de informação sobre estoques internos de soja em grão e isso impossibilita a inclusão desta importante variável explicativa no modelo formulado de oferta de exportação.

O modelo (II) é ajustado por mínimos quadrados ordinários, pressupondo que: (a) o preço interno ( $p_t^i$ ) é fixado pelo governo; (b) a produção nacional ( $q_t$ ) é determinada por preços passados e outras variáveis pré-determinadas; e (c) a participação do valor das exportações de soja em grão, na formação de renda nacional, é diminuta.

Para que as estimativas de mínimos quadrados ordinários não sejam tendenciosas é necessários também que o viés decorrente da determinação simultânea de  $p_t^x$  e  $q_t^x$  não seja estatisticamente significativo.

A presença de simultaneidade nas relações entre as variáveis de um modelo de regressão e os erros decorrentes de forma funcional incorreta, omissão de variáveis relevantes e simultaneidade, são três dentre as fontes de viés de qualquer estimador. Para se testar a significância do viés do estimador de mínimos quadrados, decorrentes dessas três fontes, sem fazer distinção entre elas, usa-se o teste denominado RESET, proposto por RAMSEY(13).

A hipótese de autocorrelação serial nos resíduos é testada pelas estatísticas de DURBIN-WATSON e de DURBIN(8, 9), esta última apropriada para equações de regressão que incluem variável endógena defasada, como variável explicativa. O grau de correlação serial é indicado pela estatística  $\rho^2$  de THEIL-NAGAR(14).

As restrições *a priori* impostas aos coeficientes de regressão parcial de (II) são os seguintes:  $b_1 > 0$ ;  $0 < b_2 < 1$ ;  $b_3 < 0$ ;  $b_4 > 0$  e  $b_5 < 0$ . Não se impõe, *a priori* qualquer restrição sobre o valor do coeficiente de regressão parcial da variável de tendência (t).

### 3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

O modelo empírico geral (II), foi estimado sob as formas duplo-logarítmica e linear, fazendo-se variar o grau de especificação do mesmo. O modelo sele-

cionado que pareceu melhor representar a verdadeira estrutura da oferta de exportação de soja em grão é descrito no Quadro 2. Este modelo foi ajustado na forma duplo-logarítmica e inclui, como variáveis explicativas, preço de exportação, preço interno pago aos produtores, produção nacional e renda agregada do País.

De um modo geral, os resultados estatísticos obtidos foram satisfatórios. Os sinais dos coeficientes de regressão parcial são todos compatíveis com as expectativas *a priori*, baseadas na teoria que fundamenta o modelo. Os valores dos coeficientes de regressão parcial foram significativos, pelo menos ao nível 0,20 de probabilidade. O teste de DURBIN-WATSON é inconclusivo e a estatística de THEIL-NAGAR indica baixo grau de correlação serial nos resíduos. O modelo selecionado foi também submetido ao teste de RAMSEY, o qual in-

dicou que o viés decorrente de simultaneidade, uso da forma funcional incorreta e/ou omissão de variáveis relevantes, não é estatisticamente significativo, ao nível 0,05 de probabilidade.

Visto que, no modelo selecionado, as variáveis são expressas nos logaritmos decimais dos valores observados, os coeficientes de regressão parcial são as próprias elasticidades de oferta de exportação, indicando variações percentuais esperada em quantidade exportada, para uma variação de 1% nas variáveis explicativas.

Verifica-se que a oferta de exportação de soja em grão é altamente sensível a variações em preço de exportação, produção nacional e renda real interna e, relativamente sensível a variações no preço real pago aos produtores nacionais de soja em grão. No período considerado pela análise (1950-1974), a produção nacional de

soja cresceu segundo uma taxa geométrica média da ordem de 21% ao ano. Isto indica que a oferta de exportação teria se deslocado, para a direita, segundo uma taxa constante de 36% ao ano, aproximadamente. No mesmo período, a renda real interna cresceu segundo uma taxa geométrica média de 7,0% ao ano, provocando uma retração na oferta de exportação da ordem de 14% ao ano. Na medida em que os preços de produto, nos mercados interno e externo, permaneçam estáveis, o efeito líquido daqueles deslocadores seria o de expandir a oferta de exportação num ritmo de 22% ao ano. Constata-se que, de fato, as exportações deste produto apresentaram uma taxa geométrica de crescimento da ordem de 20% ao ano.

Usando-se a estimativa da elasticidade de preço da demanda de exportação de soja em grão ( $E^{dx} = -11,16$ ),

QUADRO 2. Estimativas de parâmetros da equação selecionada de oferta de exportação de soja em grão, Brasil, 1950/74

Especificação	Variáveis				
	$q_t^x$	$p_t^x$	$p_t^i$	$q_t$	$r_t$
I. Coeficiente de regressão parcial ( $b_i$ )	...	0,939123	-0,608266	1,706250	-2,014530
Erro-padrão ( $s_{b_i}$ )	...	0,029359	0,628149	0,558065	1,412280
Estatística do teste (t)	...	31,986600***	0,968346*	3,057440***	1,426420**
Matriz de coeficientes de correlação simples ( $r_{ij}$ )					
$q_t^x$	1,000000	0,723920	0,821023	0,766494	0,720538
$p_t^x$		1,000000	-0,089355	0,133511	0,134424
$p_t^i$			1,000000	0,790496	0,763307
$q_t$				1,000000	0,871463
$r_t$					1,000000
Média (log)	1,581630	1,636540	-0,191430	2,594720	2,417110
Média (antilog)	38,161901	43,305195	0,643532	393,266430	261,282310
Erro-padrão (log)	1,534330	1,432590	0,111878	0,594758	0,220902
II. Número de observações (n)	24				
Intercepto (log)	0,370395				
Intercepto (antilog)	2,346362				
Coef. de determinação ( $R^2$ )	0,987733				
Estatística de Durbin-Watson (d)	2,392(i)				
Graus de liberdade ( $n + k + 1$ )	19				
Estatística de Snedecor (F)	382,454000				
Coef. determinação ajustado ( $R^2$ )	0,985150				
Estatística de Theil-Nagar ( $p^2$ )	-0,161000				
Estatística de Ramsey (F)	0,007060				

(a) As variáveis são expressas nos logaritmos decimais dos valores observados.

(\*) Significativo ao nível 0,20 de probabilidade.

(\*\*) Significativo ao nível 0,10 de probabilidade.

(\*\*\*) Significativo ao nível 0,005 de probabilidade.

obtida em estudo anterior<sup>P(10)</sup>, verifica-se que o tributo ótimo sobre as exportações do produto situa-se ao nível de 9% do valor das exportações.

Normalizando a equação estimativa de demanda de exportação, considerando preço e quantidade exportada de equilíbrio iguais a cem, obtém-se a equação simplificada de demanda de exportação:

$$q_t^{dx} = 211,60 - 11,16 p_t^x \quad (III)$$

Procedendo-se de modo idêntico com a equação obtida no presente estudo, chega-se à seguinte equação normalizada de oferta de exportação:

$$q_t^{sx} = 6,00 + 0,94 p_t^x \quad (IV)$$

Para se obter as áreas correspondentes ao ganho bruto em bem-estar, decorrente da melhoria nos termos de intercâmbio, e à perda bruta em bem-estar, provocada pela redução nas exportações, procede-se como indicado no capítulo anterior. A diferença entre ganho e prejuízo brutos equivale ao ganho líquido em bem-estar, para o País.

O ganho social líquido, para o País obtido com a imposição de um tributo de 9% sobre o valor médio da exportação, seria da ordem de 0,6% do valor das exportações efetivamente alcançadas após a tributação. Por outro lado, vale salientar, também, alguns efeitos paralelos decorrentes da imposição

deste tributo: (a) a receita cambial apresentaria redução da ordem de 6,6%; (b) a receita tributária, sobre as exportações, seria da ordem de 8,3% da receita cambial obtida e, (c) o *quantum* exportado sofreria redução de aproximadamente 7,2%.

Os resultados do presente estudo evidenciam que a política de “confisco” ou “cota de contribuição”, sobre as exportações de soja em grão, gera um ganho social líquido para o País conquanto reduza a receita cambial obtida com as exportações. Entretanto, ressalta-se que tais resultados são apenas indicativos, dada a grande quantidade de pressuposições envolvidas na análise e, também, pela natureza estática do modelo analítico utilizado.

#### 4. CONCLUSÕES

Os resultados obtidos indicaram que a oferta de exportação de soja em grão era altamente sensível a preços de exportação ( $E_{p}^{sx} = 0,94$ ), a variações na produção nacional ( $E_{q}^{sx} = 1,71$ ) e a variações na renda real interna ( $E_{r_i}^{sx} = -2,01$ ), sendo moderadamente sensível a flutuações no preço do produto no mercado doméstico ( $E_{p_i}^{sx} = -0,61$ ).

Com base em resultados obtidos em estudo anterior, sobre a estrutura de demanda brasileira de soja em grão, derivou-se para o ano de 1974, uma equa-

ção simplificada de demanda de exportação com  $E_{p}^{ds} = -11,16$ . A taxa de tributação “ótima”, obtida com base nesta estimativa, é da ordem de 9% do valor médio de exportação do produto.

Verificou-se que o ganho social líquido, para o País, decorrente da imposição do tributo ótimo, seria igual a, aproximadamente, 0,6% da receita cambial auferida com a exportação do produto, após a imposição do tributo. Por outro lado, inferiu-se que a receita tributária, sobre exportações de soja, seria da ordem de 8,3% da receita cambial obtida.

Reconhece-se que os resultados obtidos no presente estudo tem valor apenas indicativo, dadas as inúmeras pressuposições envolvidas na análise e também devido a natureza estática do modelo utilizado. A aplicação de “confiscos” ou “cota de contribuição” sobre as exportações de soja, no Brasil, tem história mais recente do que a do café. No período de 1976-1977, o Governo Federal estabeleceu “Cotas de Contribuição” variáveis entre 4% e 12% *ad valorem* sobre os preços FOB de exportação de soja e derivados. Este nível de tributação exclui tributação implícita decorrente de supervalorização cambial. As evidências obtidas, neste trabalho, sugerem que a imposição do “confisco” ou “cota de contribuição” gera um benefício social líquido para o País, conquanto provoque redução, da ordem de 7% na receita cambial auferida com as exportações do produto.

#### ABSTRACT

*Analysis of the marketing of soybeans in the period between 1964 and 1974, having in sight specifying and estimating functions of Brazilian soybean exporting; calculating the optimum export tax on this product; and evaluating the net social benefit for the country, supposing the imposition of said tax. The double-log model was selected, and the results obtained indicated that the export marketing of the product was highly sensitive to export pricing, to variation in national production and to variation in real internal revenue, being moderately sensitive to price fluctuation in the internal market. It was verified that the optimum tax rate is that of 9% of export value, and that the net social benefit would be on the order of 0.6% of export value. On the other hand, it was verified that such taxation would provoke a reduction on the order of 6.6% in the total revenue, while the tax revenue from these exports would be on the order of 8.3% of the trade revenue obtained.*

#### REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL, Rio de Janeiro, v. 10/35, 1948/74.
2. BRANDT, S.A. *Comércio internacional: teoria, pesquisa e política*. Viçosa, 1977. p. 107-9. (mimeog.)
3. BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA. *Programa regional de treinamento em desenvolvimento agrícola: índice V*. Rio de Janeiro, 1975. 11 p. (mimeog.)
4. BRASIL. SUPLAN. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA. *Subsídios aos planos anuais de produção e abastecimento: soja*. Brasília, 1974. 52 p.
5. CORDEN, W.N. *Trade policy and economic welfare*. Oxford, Clarendon Press, 1974. 432 p.
6. CONJUNTURA ECONÔMICA, Rio de Janeiro, v. 29, n. 10, out. 1975.
7. CONJUNTURA ECONÔMICA. 26 anos de economia brasileira: estatísticas básicas. Rio de Janeiro, v. 27, n. 11, nov. 1973.
8. DURBIN, J. *Testing for serial correlation*

- least-squares regression when some of the regressors are lagged dependent variables. *Econometrica*, 38 (2): 410-21, 1970.
9. DURBIN, J. & WATSON, G.S. Testing for serial correlation in least square regression. *Biometrika*, 38: 159-77, 1951.
10. LEITE, C.A.M.; BRANDT, S.A.; AAD NETO, A.; REZENDE, A.M. Modelo econométrico dos mercados interno e de exportação de soja do Brasil. *Experientiae*, Viçosa, 24 (5): 105-29, 1978.
11. LEITE, C.A.M. *Modelo econométrico dos mercados interno e de exportação de soja do Brasil*. Viçosa, U.F.V., Imprensa Universitária, 1975. 73 p. Tese (Mestrado) Univ. Fed. Viçosa.
12. PREÇOS recebidos pelos agricultores. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 1977.
13. RAMSEY, J.B. Tests for specification errors in classical linear least squares regression analysis. *Journal of Royal Statistical Society*, London, 31 (2): 350-71, 1969.
14. THEIL, H. & NAGAR, A.L. Testing the independence of regression disturbances. *Journal of American Statistical Association*, 56 (296): 793-806, 1961.
15. von DOELLINGER, C.; FARIA, H.B.C.; RAMOS, P.N.M.; CAVALCANTI, L.C. *Transformação da estrutura das exportações brasileiras: 1964/70*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1973. 268 p.
-