

ELASTICIDADE DE SUBSTITUIÇÃO PARA O SUCO DE LARANJA NO MERCADO INTERNACIONAL¹

ORLANDO MONTEIRO DA SILVA²

RESUMO - Este estudo foi desenvolvido com o objetivo de estimar as elasticidades de substituição para o suco de laranja no mercado internacional e testar as pressuposições envolvidas no modelo de estimação. Para tanto, utilizaram-se sistemas de equações estimadas por mínimos quadrados ordinários (MQO), equações aparentemente não relacionadas (SUR) e sistemas de equações não lineares. Os resultados indicam um valor de 1,5 para a elasticidade, e os diversos testes realizados sobre as pressuposições não invalidam o conceito da elasticidade de substituição para o suco de laranja no mercado internacional.

Termos para indexação: exportação, renda, preço.

ELASTICITY OF SUBSTITUTION FOR ORANGE JUICE IN THE INTERNATIONAL MARKET

ABSTRACT - This study was conducted to determine the elasticities of substitution for orange juice in the international market and to test the assumptions about the estimating model. Equations were estimated using ordinary least squares (OLS), seemingly unrelated equations (SUR), and a system of nonlinear equations. Results indicated a value of 1,5 for the elasticity. Tests used to test the assumptions did not invalidate the concept of elasticity of substitution for orange juice in the international market.

Index terms: export, income, price.

INTRODUÇÃO

O conceito da elasticidade de substituição, originado na teoria econômica da produção, tem sido utilizado com frequência nos estudos de comércio internacional, para analisar a competitividade de preços, a desvalorização da moeda e a participação nos mercados mundiais e regionais de um dado país.

Sua utilização como contrapartida à estimação direta das funções de demanda convencionais tem sido justificada com base em argumentos tais como: a eliminação dos problemas de colinearidade entre as variáveis preço e renda; melhor significância estatística; e necessidade de menor número de variáveis (Leamer & Stern, 1970; Richardson, 1973).

¹ Recebido em 4/5/92.

Aceito para publicação em 11/8/92.

Pesquisa realizada com apoio do CNPq - Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico e FAPEMIG - Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais.

² Professor Adjunto, Ph.D. Departamento de Economia, Universidade Federal de Viçosa, 36570-000 Viçosa, MG.

No comércio internacional, a elasticidade de substituição é definida, para um dado país, como a mudança nas exportações relativas em consequência de uma alteração nos preços relativos e é expressa através da fórmula:

$$X_1/X_2 = (P_1/P_2) \sigma_{12} \quad (1)$$

onde X representa a quantidade exportada, P representa o preço, 1 e 2 indicam os países exportadores e σ_{12} é a elasticidade de substituição, usualmente estimada na forma duplo-logarítmica.

A simplicidade da equação (1), contudo, é aparente, desde que fortes pressuposições estão envolvidas na sua estimação, as quais não são testadas na maioria dos casos.

Considere duas equações de demanda com elasticidade constante para as exportações dos países 1 e 2 como:

$$X_1 = \alpha_1 P_1^{\beta_{11}} P_2^{\beta_{12}} P_3^{\beta_{13}} \dots P_n^{\beta_{1n}} Y^{\theta_1} \quad (2)$$

e

$$X_2 = \alpha_2 P_1^{\beta_{21}} P_2^{\beta_{22}} P_3^{\beta_{23}} \dots P_n^{\beta_{2n}} Y^{\theta_2} \quad (3)$$

onde X_i são as quantidades exportadas, P_i são os preços dos diversos países competidores, Y é a renda de cada país ou região importadora, β_{ii} e β_{ij} para $i \neq j$ são as elasticidades-preço direta e cruzadas da demanda e θ_i as elasticidades-renda da demanda.

A divisão da equação (2) pela equação (3) fornece uma equação para as exportações relativas:

$$X_1/X_2 = (\alpha_1/\alpha_2) P_1^{(\beta_{11} - \beta_{21})} P_2^{(\beta_{12} - \beta_{22})} P_3^{(\beta_{13} - \beta_{23})} \dots P_n^{(\beta_{1n} - \beta_{2n})} Y^{(\theta_1 - \theta_2)} \quad (4)$$

Para que a equação (4) reduza-se à equação (1) é necessário que as seguintes condições sejam satisfeitas: (a) que a soma das elasticidades direta e

cruzadas do país 1 com relação ao país 2 sejam iguais à mesma soma do país 2 com relação ao país 1 ($\beta_{11} - \beta_{21} = \beta_{22} - \beta_{12}$); (b) que as elasticidades-renda e quaisquer outras elasticidades cruzadas da demanda pelas exportações dos países 1 e 2 sejam iguais ($\theta_1 = \theta_2$; $\beta_{13} = \beta_{23}$; ...; $\beta_{1n} = \beta_{2n}$).

Não há razões para que estas pressuposições se mantenham "a priori", e a estimação da equação (1) sem o teste dessas pressuposições tem gerado muitas críticas ao modelo (Stern & Zupnick, 1962; Morrisset, 1953).

Richardson (1973) foi um dos pioneiros a testar a validade daquelas pressuposições ao analisar o mercado de manufaturados de 3 países exportadores (Estados Unidos, Inglaterra e Alemanha). Foram usadas observações sobre todos os produtos manufaturados, nos níveis 3 e 4 da Standard International Trade Classification (United Nations), em um modelo de corte seccional x séries temporais formando um bloco tridimensional com 5 anos, 12 países importadores e vários produtos. Baseando-se nos testes dos parâmetros do modelo, ele concluiu que "apesar da rigidez das pressuposições teóricas envolvidas na validade do conceito da elasticidade de substituição, as mesmas se mostraram coerentes nos dois níveis de classificação de manufaturados e principalmente no mais desagregado dos dois".

O presente estudo utiliza a metodologia proposta por Richardson (1972) para testar as pressuposições sobre a elasticidade de substituição no mercado internacional de suco de laranja, e utiliza um modelo com cortes seccionais e séries temporais que permite a inferência de variáveis qualitativas naquele mercado.

METODOLOGIA

Considere-se que em dado mercado existem mais de dois países competidores: para que a elasticidade de substituição obtida pela equação (1) seja válida, é necessário que aquela elasticidade para qualquer par de países exportadores seja igual à mesma elasticidade entre qualquer outro par de países, ou seja, a elasticidade de substituição seja uniforme para quaisquer dois países exportadores em um dado mercado importador.

Esta é uma pressuposição adotada por Armington (1969) e frequentemente utilizada em estudos de demanda dos produtos diferenciados por local de origem (Silva, 1990; Duffy et al. 1990).

A igualdade entre as elasticidades de substituição é uma característica do mercado importador e pode ser demonstrada supondo-se que uma equação similar à equação (1) se mantenha para os países 2 e 3:

$$X_2/X_3 = (P_2/P_3)^{\sigma_{23}} \quad (5)$$

Desde que as exportações relativas dos países 1 e 3 são obtidas pelo produto das equações (1) e (5), obtém-se:

$$X_1/X_3 = P_1^{\sigma_{12}} P_2^{\sigma_{23} - \sigma_{12}} P_3^{-\sigma_{23}} \quad (6)$$

onde a única maneira de as exportações relativas dos países 1 e 3 serem explicadas pela equação simples da elasticidade de substituição é quando $\sigma_{12} = \sigma_{23}$.

O teste é feito estimando-se uma equação para cada par de países exportadores no mercado e comparando-se as elasticidades de substituição obtidas. Nas mesmas funções, a igualdade entre as elasticidades, imposta pelas pressuposições do modelo, pode ser avaliada pela significância estatística dos coeficientes.

Se estimadas com dados de séries temporais, existiriam N equações de regressão fornecendo uma elasticidade de substituição para cada produto. Se dados de corte seccional forem utilizados, M equações serão estimadas produzindo uma elasticidade de substituição para todos os produtos em determinado ano. Neste caso os produtos devem ser substitutos próximos e obtém-se uma elasticidade de substituição média para todos os produtos. As equações para os dois casos expressas na forma de elasticidade constante são indicadas a seguir:

$$\log \left(\frac{X_1}{X_2} \right)_{it} = a_i + \sigma_i \log \left(\frac{P_1}{P_2} \right)_{it} \quad \text{para } i \text{ fixo (7)}$$

$$\log \left(\frac{X_1}{X_2} \right)_{it} = a_t + \sigma_t \log \left(\frac{P_1}{P_2} \right)_{it} \quad \text{para } t \text{ fixo (8)}$$

A combinação dos dados de séries temporais e corte seccional (Pooling) pode ser realizada, e as equações (7) e (8) produziram uma equação de regressão na forma:

$$\log \left(\frac{X_1}{X_2} \right)_{it} = (a + \alpha_i + \beta_t) + \sigma_i \log \left(\frac{P_1}{P_2} \right)_{it} \quad (9)$$

onde assume-se que σ_i varia entre produtos mas é constante no tempo e o intercepto $(a + \alpha_i + \beta_t)$ varia entre produtos e com o tempo, de tal forma que β_t , a variação de um ano para outro, é igual para todos os produtos (Leamer & Stern, 1970).

A equação (9) é estimada assumindo-se variáveis "dummies" para as características do produto e o tempo (α_i e β_t). Existirão tantas regressões quantos forem os coeficientes das variáveis "dummies". Para o caso em que $(P_1/P_2)_{it} = 1$ (preços relativos iguais), um valor de $(a + \alpha_i + \beta_t)$ maior que zero implica numa preferência não relacionada a preços pelo produto do país 1, enquanto um valor menor que zero implica numa preferência pelo produto exportado pelo país 2 (Ginsburg, 1969).

A constante a mede uma preferência média dos países importadores por todos os produtos em todos os tempos; α_i mostra se a preferência por um produto particular difere da preferência média (a) sobre todos os produtos; e β_t indica como as preferências relativas mudam com o tempo.

Assim, a combinação dos modelos fornece uma análise mais rica do que a estimação de cada um deles isoladamente.

O modelo adotado neste estudo permite testar as pressuposições sobre as elasticidades de substituição e ao mesmo tempo fornecer a possibilidade de inferências qualitativas sobre o produto.

Pode ser descrito como:

$$\log \left(\frac{X_i}{X_j} \right) = (a_{ij} + d_{ij}^1 D^1 + \dots + d_{ij}^n D^n) + \\ + b_{ij}^1 \log (P_1/P_2) + b_{ij}^2 \log (P_1/P_3) \\ + \dots + b_{ij}^{k-1} \log (P_1/P_k) + C_{ij} \log Y + \mu \quad (10)$$

onde X_i, X_j = quantidade exportada pelos países i e j , respectivamente ($i, j = 1, 2, \dots, k$); D^f = conjunto de variáveis "dummies" para o intercepto ($f = 1, \dots, n$); P = preço do produto exportado pelo país h ($h = 1, \dots, k$); Y = renda do país importador; μ = termo de erro aleatório.

Os dados a serem utilizados são relativos ao mercado internacional de suco de laranja. Este mercado tem experimentado crescimento contínuo nas

últimas duas décadas, com aumento de mais de 20 vezes (FAO, 1989) no volume de comércio e valor das exportações. O suco de laranja tem importância primordial entre os produtos agrícolas para países como Brasil, Estados Unidos e Israel (os maiores exportadores), apesar de a evolução deste mercado não ter sido acompanhada pelos órgãos responsáveis pelas estatísticas internacionais e serem ainda difíceis informações detalhadas e/ou atualizadas sobre seu comércio. Assim, serão utilizados os dados obtidos da publicação *World Trade Annual*, das Nações Unidas (SITC = 058,51), correspondendo a sete anos (1980-1986), as quais distinguem o suco de laranja por local de origem para cada país importador. Os países exportadores selecionados foram Brasil, Estados Unidos e Israel. Foram considerados 12 países importadores: Canadá, Japão, França, Bélgica e Luxemburgo, Alemanha, Holanda, Inglaterra, Irlanda, Suécia, Dinamarca, Noruega e Finlândia. Em média, para o período estudado, 68% das importações destes países originaram-se dos três países exportadores selecionados.

RESULTADOS

Regressões foram estimadas para as razões das exportações do Brasil/Estados Unidos, Brasil/Israel e Estados Unidos/Israel (equação 10). Os preços representados naquelas equações dizem respeito ao valor unitário das exportações do Brasil, Estados Unidos, Israel e de uma região residual, correspondendo ao valor unitário da diferença entre as exportações totais de suco de laranja para um dado país e aquelas realizadas pelos países selecionados.

Como próxi para renda em cada um dos países importadores, utilizou-se o valor total das importações realizadas no período. Segundo Richardson (1973), esta variável pode ser uma variável de escala mais apropriada para a renda, desde que para muitos produtos (bens intermediários e de capital), a renda seria menos indicada do que a produção, e o total das importações representaria ambos. Sabe-se também (McClain, 1989) que nos países europeus (10 países) o suco de laranja importado é utilizado como insumo na produção de refrigerantes e outras misturas.

Variáveis “dummies” foram utilizadas para cada ano (6) e para cada um dos países importadores (11).

Assumiu-se, também, homogeneidade na estimação da equação (10) de tal forma que uma variação proporcional em todos os preços, mantendo-se constante a quantidade total importada, não causaria mudança nas exportações relativas.

Os resultados obtidos com a estimação das equações pelo método dos mínimos quadrados ordinários são apresentados no Apêndice A. As elasticidades apresentadas na primeira e terceira colunas somam o valor da segunda, porque as equações não são independentes ($X_1/X_2 \cdot (X_2/X_3 = (X_1/X_3)$).

Os valores das estatísticas F são altamente significantes, e os coeficientes de determinação corrigidos (\bar{R}^2) para todas as equações apresentam-se com valores acima de 96%.

A Tabela 1 apresenta os coeficientes de elasticidade da equação (4) como estimados na equação (10). Em cada linha da Tabela 1, as quatro elasticidades-preço somam zero, por causa da imposição da homogeneidade (primeiro coeficiente = $b_{ij}^1 + b_{ij}^2 + b_{ij}^3$).

TABELA 1. Estimativas dos coeficientes de elasticidade de substituição de suco de laranja.

Razão das exportações	P_{BR} $\beta_{11} - \beta_{21}$	P_{EUA} $\beta_{12} - \beta_{22}$	P_{IS} $\beta_{13} - \beta_{23}$	P_{RM} $\beta_{1R} - \beta_{2R}$	Y $\theta_1 - \theta_2$
Brasil/EUA	-1,586 (-29,200)	1,341 (3,996)	0,003* (0,084)	0,242* (0,738)	1,313* (1,806)
Brasil/Israel	-1,621 (-27,168)	-0,191* (-0,424)	1,532 (27,224)	0,279* (0,633)	0,653* (0,669)
EUA/Israel	0,032* (0,423)	-1,532 (-3,272)	1,528 (26,125)	-0,036* (-0,080)	-0,660* (-0,651)

Os valores entre parênteses indicam os valores da estatística "t", para os coeficientes, e os asteriscos indicam os valores dos coeficientes que são normalmente restritos a um valor zero nas análises da elasticidade de substituição, utilizando-se a equação (1).

Para todas as equações estimadas, os coeficientes das elasticidades-preço diretas são altamente significativos comparados com a não-significância estatística dos coeficientes preço dos outros países. Também, com exceção do coeficiente da variável renda na equação Brasil/EUA, que apresentou-se significativo, os demais foram não significativos.

A análise da significância estatística dos coeficientes indica que, para o mercado de suco de laranja, o preço de terceiros países e a variável de escala (renda) não têm efeito nas exportações relativas.

Isto implicaria na validade do conceito da elasticidade de substituição naquele mercado particular como indicado pela equação (1).

Para a confirmação desta hipótese, utilizou-se uma análise de variância, testada pela razão F (Mendenhall et al., 1986), de que todos os coeficientes com asterisco mantinham-se iguais a zero, simultaneamente. Para as três equações estimadas, os valores da razão F calculados foram: Brasil/EUA = 1,238; Brasil/Israel = 0,578 e EUA/Israel = 0,217, não rejeitando a hipótese de nulidade dos coeficientes.

Dois outros modelos foram estimados para testar a robustez dos resultados e ao mesmo tempo as pressuposições implícitas na equação (1). No primeiro, as três equações foram estimadas como um sistema de equações aparentemente não relacionadas (SUR), contando com a possibilidade de correlação entre os termos de erro das equações, e restringiram-se os valores dos coeficientes com asterisco ao valor zero. Os resultados são apresentados no Apêndice B.

A significância dos coeficientes aumentou consideravelmente, enquanto as elasticidades mostraram valores muito próximos (1,56).

No segundo modelo optou-se pela estimação do mesmo sistema na forma não linear (consistente com a não-linearidade da elasticidade de substituição) e impôs-se a igualdade entre os coeficientes das equações. A elasticidade de substituição obtida foi igual a 1,53, com significância assintótica de 0,01% (Apêndice C).

Todos os testes realizados reforçam a validade da elasticidade de substituição para o mercado internacional de suco de laranja. Para todos os modelos estimados, o valor da mesma foi em torno de 1,5, indicando a baixa substitutibilidade deste produto nos mercados considerados.

A diferenciação do suco de laranja por local de origem, assim como a mistura ("blend") feita para obter certo padrão de qualidade pelos países importadores, pode ser a explicação. Com relação à análise qualitativa relacionada às variáveis "dummies", pode-se dizer que o somatório dos coeficientes de intercepto e de todas as variáveis "dummies" apresentou-se negativo (considerando-se somente os coeficientes estatisticamente significativos ou não) para as equações Brasil/EUA e Brasil/Israel, indicando uma preferência não relacionada a preço pelo suco de laranja daqueles países, em detrimento do suco brasileiro.

Na equação EUA/Israel, o sinal do somatório dos coeficientes foi positivo, indicando certa preferência pelo suco dos Estados Unidos.

A preferência pelo suco dos Estados Unidos no mercado internacional já foi sugerida em trabalhos anteriores (Silva, 1990; Lee, 1989; Lee & Tilly, 1983) e é justificada por um rigoroso controle de qualidade e maciço investimento em propaganda nos países consumidores.

Os sinais e magnitudes dos coeficientes das variáveis "dummies" para tempo ($D_1 - D_6$) caracterizam com perfeição o período para o qual os dados são utilizados.

A ocorrência de quatro geadas no Estado da Flórida naquele período reduziu a produção e exportação dos Estados Unidos nos mercados internacionais. A substituição imposta por uma variável não relacionada ao preço (geada) criou uma preferência (forçada) pelos sucos do Brasil e de Israel nos mercados consumidores. Assim, ao longo do tempo, há uma redução na magnitude dos coeficientes e mesmo uma alteração de sinais nas equações de Brasil/EUA e EUA/Israel.

A preferência pelo suco de laranja em cada mercado particular ("dummies" $D_{11} - D_{111}$) é função das características individuais e não será aqui discutida.

CONCLUSÕES

Neste estudo foram estimadas as elasticidades de substituição no mercado internacional de suco de laranja e foram testadas as pressuposições comumente assumidas em estudos desta natureza.

Os resultados indicam um valor de 1,5 para a elasticidade e são coerentes com os resultados encontrados por Silva (1990) para a elasticidade de substituição do suco de laranja concentrado congelado do Brasil e dos Estados Unidos, nos mercados canadense ($\sigma = 1,670$), europeu ($\sigma = 0,555$) e japonês ($\sigma = 0,769$).

Os baixos valores encontrados são atribuídos à distinção do suco de laranja de acordo com o local de origem e também à mistura ("blend") promovida pelos países importadores para atingir padrões de qualidade específicos.

Os diversos testes realizados sobre as pressuposições do modelo sugerem que as variáveis preço de terceiros países e renda (total das importações) podem ser eliminadas sem prejuízo para o cálculo da elasticidade de substituição no mercado internacional de suco de laranja.

Obviamente, algum viés é introduzido nos cálculos pela não-inclusão no modelo dos preços do suco de laranja produzido domesticamente por algum dos países consumidores, ou de substitutos próximos.

No entanto, os resultados obtidos são encorajadores, não invalidando o conceito da elasticidade de substituição para o suco de laranja no mercado internacional.

REFERÊNCIAS

- ARMINGTON, P.S. A theory of demand for product distinguished by place of production. **International Monetary Fund Staff Papers**, v.26, p.159-178, 1969.
- DUFFY, P.A.; WOHLGENANT, M.K. & RICHARDSON, J.W. The elasticity of export demand for U.S. cotton. **American Journal of Agricultural Economics**, v.72, n.2, p.468-474, 1990.
- FAO. **Citrus juices**; trends and prospects in world production and International trade. 1989. 54p.
- GINSBURG, A.L. **American and British regional export determinants**. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1969.
- LEAMER, E.E. & STERN, R.M. **Quantitative International Economics**. Boston, Massachusetts: Allyn and Bacon International Series in Economics, 1979. 203p.
- LEE, J. **Demand and price analysis for the Florida citrus industry**: a review of past studies. Economic Research and Marketing Divisions, FDOC. Staff Report, p.89-1, 1989.
- LEE, J. & TILLEY, D.S. Irreversible import shares for frozen concentrated orange juice in Canada. **Southern Journal of Agricultural Economics**, v.15, n.2, p.99-104, 1983.
- MENDENHALL, W.; SCHEAFFER, R.L.; WACKERLY, D.D. **Mathematical Statistics with applications**. Third Edition. Boston: Duxburg Press, 1986. 750p.
- McCLAIN, E.A. **A Monte Carlo simulation model of the world orange juice market**. Gainesville: University of Florida, 1989. 157p.
- MORRISSETT, I. Some recent uses of elasticity of substitution; a survey. **Econometrica**, v.21, p.41-62, 1953.
- RICHARDSON, J.D. On improving the estimate of the export elasticity of substitution. **Canadian Journal of Economics**, v.5, n.3, p.349-357, 1972.
- _____. Beyond (but back to?) the elasticity of substitution in International trade. **European Economics Review**, v.4, p.381-392, 1973.
- SILVA, O.M. **The international market for frozen concentrated orange juice**: prospects for Brazil. Raleigh: North Carolina State University, 1990. 137p. Tese Ph.D.
- STERN, R.M. & ZUPNICK, E. The theory and measurement of elasticity of substitution in International trade. **Kyklos**, v.15, n.3, p.580-592, 1962.
- UNITED NATIONS, 1981-1987. **World Trade Annual**. Varios números.

APÊNDICE A. Estimativa da equação (10) por MQO, para as quantidades relativas Brasil/EUA, Brasil/Israel e EUA/Israel. Período 1980/86.

	Quantidades relativas					
	Brasil/EUA		Brasil/Israel		EUA/Israel	
Intercepto	-9,410	(6,269)	-3,498	(8,414)	5,911	(8,748)
P _{BR/PEUA}	-1,341*	(0,335)	0,191	(0,450)	1,532*	(0,468)
P _{BR/PISR}	-0,003	(0,042)	-1,522*	(0,056)	-1,528*	(0,058)
P _{BR/PRM}	-0,242	(0,328)	-0,279	(0,441)	-0,036	(0,458)
Y	1,313***	(0,726)	0,653	(0,975)	-0,660	(1,014)
D ₁	-0,829*	(0,236)	0,272	(0,316)	1,102*	(0,329)
D ₂	-0,772*	(0,232)	0,654**	(0,311)	1,427*	(0,324)
D ₃	-0,398***	(0,229)	0,657**	(0,307)	1,055*	(0,319)
D ₄	-0,301	(0,244)	0,682**	(0,327)	0,984	(0,340)
D ₅	0,057	(0,241)	0,042	(0,324)	-0,014	(0,337)
D ₆	0,325	(0,239)	-0,216	(0,321)	-0,541***	(0,334)
D ₁₁	-2,385*	(0,524)	3,405*	(0,704)	5,790*	(0,732)
D ₁₂	-3,309***	(1,935)	-0,140	(2,297)	3,169	(2,700)
D ₁₃	0,767***	(0,477)	-0,042	(0,640)	-0,809	(0,665)
D ₁₄	3,110*	(0,542)	-0,357	(0,727)	-3,467*	(0,756)
D ₁₅	-2,812**	(1,251)	-3,170**	(1,679)	-0,358	(1,746)
D ₁₆	-1,279	(1,515)	-1,865	(2,033)	-0,586	(2,114)
D ₁₇	0,307	(1,321)	-3,145***	(1,774)	-3,452***	(1,844)
D ₁₈	0,381	(0,588)	-0,489	(0,789)	0,108	(0,821)
D ₁₉	-2,430**	(1,213)	-4,438*	(1,628)	-2,008	(1,692)
D ₁₁₀	3,731*	(0,880)	1,396	(1,181)	-2,334***	(1,228)
D ₁₁₁	0,988	(0,933)	1,337	(1,252)	0,349	(1,302)
F	117,923		346,494		302,538	
R ²	0,967		0,988		0,987	
n	84		84		84	

Os valores entre parênteses são os respectivos erros-padrão.

Todas as variáveis são expressas em logaritmo, com exceção das variáveis "dummies".

*, **, *** indicam significância aos níveis de 1, 5 e 10%, respectivamente.

APÊNDICE B. Estimativa do modelo como um sistema de equações aparentemente não relacionadas (SUR), para as quantidades relativas Brasil/EUA, Brasil/Israel e EUA/Israel. Período 1980/86.

	Quantidades relativas					
	Brasil/EUA		Brasil/Israel		EUA/Israel	
Intercepto	1,896*	(0,255)	2,160*	(0,335)	0,109*	(0,349)
P_{BR}/P_{EUA}	-1,567*	(0,051)	-	-	1,566*	(0,052)
P_{BR}/P_{ISR}	-	-	-1,561*	(0,042)	-1,561*	(0,042)
D ₁	-0,835*	(0,223)	0,274	(0,296)	1,109*	(0,307)
D ₂	-0,795*	(0,227)	0,560***	(0,295)	1,357*	(0,309)
D ₃	-0,488**	(0,223)	0,574***	(0,296)	1,063*	(0,307)
D ₄	-0,477**	(0,228)	0,544***	(0,298)	1,022*	(0,311)
D ₅	-0,115	(0,224)	-0,101	(0,296)	0,014	(0,307)
D ₆	0,161	(0,223)	-0,328	(0,295)	-0,489	(0,306)
D ₁₁	-1,864*	(0,292)	3,431*	(0,505)	5,298*	(0,517)
D ₁₂	0,124	(0,294)	1,363*	(0,463)	1,241*	(0,481)
D ₁₃	1,196*	(0,293)	0,059	(0,387)	-1,136*	(0,401)
D ₁₄	2,264*	(0,293)	-0,813**	(0,387)	-3,077*	(0,401)
D ₁₅	-0,597**	(0,294)	-2,088*	(0,387)	-1,490*	(0,402)
D ₁₆	1,416*	(0,293)	-0,529	(0,387)	-1,944*	(0,401)
D ₁₇	-2,152*	(0,327)	-4,602*	(0,407)	-2,448*	(0,438)
D ₁₈	1,025*	(0,293)	0,669***	(0,387)	-0,256	(0,401)
D ₁₉	-0,376	(0,292)	-3,462*	(0,387)	-3,805*	(0,401)
D ₁₁₀	2,203*	(0,902)	0,624***	(0,387)	-1,579*	(0,401)
D ₁₁₁	-0,717*	(0,292)	0,364	(0,387)	1,081*	(0,401)
F	461,776		795,208		707,018	
R ²	0,990		0,994		0,994	
n	84		84		84	

Equações estimadas na forma log-linear, exceto para as variáveis "dummies".

*, **, *** indicam significância aos níveis de 1, 5 e 10% respectivamente.

APÊNDICE C. Estimativa do modelo como um sistema de equações não lineares - método Gauss, para as quantidades relativas Brasil/EUA, Brasil/Israel e EUA/Israel. Período 1980/86.

	Quantidades relativas					
	Brasil/EUA		Brasil/Israel		EUA/Israel	
Intercepto	2,113*	(0,448)	1,770*	(0,673)	-0,897	(1,354)
P _{BR} /P _{EUA}	-1,530*	(0,057)	-	-	-1,530*	(0,057)
P _{BR} /P _{ISR}	-	-	-1,530*	(0,057)	-1,530*	(0,057)
D ₁	-0,839	(0,633)	0,293	(0,950)	1,498	(1,913)
D ₂	-0,826	(0,635)	0,557	(0,950)	3,925**	(1,914)
D ₃	-0,495	(0,633)	0,592	(0,950)	1,627	(1,913)
D ₄	-0,512	(0,635)	0,515	(0,951)	3,903**	(1,916)
D ₅	-0,124	(0,634)	-0,084	(0,950)	0,803	(1,913)
D ₆	0,156	(0,633)	-0,334	(0,950)	0,081	(1,913)
D ₁₁	-1,941*	(0,612)	8,669*	(0,956)	10,804*	(1,546)
D ₁₂	-0,311	(0,613)	5,476*	(0,914)	6,889*	(1,514)
D ₁₃	1,051***	(0,612)	0,057	(0,843)	-0,744	(1,481)
D ₁₄	2,055*	(0,613)	0,834	(0,843)	-2,359	(1,481)
D ₁₅	-1,012***	(0,613)	-2,277*	(0,843)	-0,215	(1,482)
D ₁₆	1,236***	(0,613)	-0,689	(0,843)	-1,470	(1,481)
D ₁₇	-4,123*	(0,635)	-6,668*	(0,861)	2,443	(1,521)
D ₁₈	0,766	(0,613)	0,526	(0,843)	0,843	(1,481)
D ₁₉	-0,431	(0,612)	-3,656*	(0,843)	-3,086**	(1,481)
D ₁₁₀	2,301*	(0,612)	0,615	(0,843)	-1,933	(1,481)
D ₁₁₁	-0,770	(0,612)	0,285	(0,843)	1,189	(1,481)
R ²	0,885		0,947		0,828	
n	84		84		84	

Todas são as variáveis são expressas na forma logarítmica, exceto as variáveis "dummies".

*, **, *** indicam significância assintótica dos coeficientes aos níveis de 1, 5 e 10%, respectivamente.

Valores entre parênteses são os erros-padrão aproximados.