

EFEITOS DA INTEGRAÇÃO ECONÔMICA DO MERCOSUL E DA EUROPA NA COMPETITIVIDADE DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE SOJA¹

ROSA M.O. FONTES² e MARGARETH L. BARBOSA³

RESUMO – Esse trabalho tenta quantificar os efeitos da integração econômica do MERCOSUL e da Europa no mercado de exportação do complexo soja. O modelo de elasticidade de substituição é utilizado, analisando-se os aspectos de diferenciação de produto e de ajustamentos defasados. Os resultados mostram grande variabilidade na magnitude das elasticidades de substituição estimadas. Os mercados de exportação brasileiros de soja em grãos e óleo de soja são menos diferenciados por país de origem e mais competitivos no mercado internacional, em comparação com o farelo de soja, que é menos sensível às variações de preços. A formação dos blocos Brasil-Argentina ou Brasil-Argentina-Paraguai parece ser benéfica para o mercado de soja em grãos brasileiro. Ajustamentos defasados significativos são observados nos três mercados, confirmando a hipótese de “rigidez” nas exportações de soja entre um ano e outro.

Termos para indexação: elasticidade de substituição, diferenciação de produtos, ajustamentos defasados.

THE EFFECTS OF MERCOSUL AND EUROPEAN ECONOMIC INTEGRATION ON THE BRAZILIAN SOYBEANS COMPETITIVENESS

ABSTRACT – This paper tries to quantify the effects of MERCOSUL and European economic integration in the soybean export market. The elasticity of substitution model is used to analyze the product differentiation and lagged adjustment issues. The results show great variability in the estimated elasticities of substitution. The Brazilian soybean and soybean oil export markets are less differentiated by country of origin and more competitive in the international market, in comparison with the soybean meal market, which is less sensitive to price variations. The economic integration between Brazil and Argentina or Brazil, Argentina and Paraguay seems to be positive from the Brazilian market perspective. Significant lagged adjustment are observed in all markets.

Index terms: elasticity of substitution, product differentiation, lagged adjustments.

INTRODUÇÃO

O mundo caminha a passos largos em direção a uma nova ordem econômica internacional. O fortalecimento da Europa, com seus 12 países totalmente integrados em 1992, o milagre econômico da Ásia e as transformações políticas ao Leste Europeu são alguns dos fatores que, sem dúvida, contribuem para o surgimento dessa nova ordem, causando modificações substanciais no comércio internacional.

¹ Recebido em 27/8/91.
Aceito para publicação em 10/12/91.

² Ph.D. em Economia, Professora Adjunta da Universidade Federal de Viçosa e Pesquisadora do CNPq, Departamento de Economia – UFV, 36570 Viçosa, MG.

³ Economista, estudante de Mestrado do Departamento de Economia Rural da UFV, 36570 Viçosa, MG.

Existem várias propostas de integração e formação de blocos econômicos entre países. Os acordos variam de convênios bilaterais, como Estados Unidos e Canadá, até o chamado Plano Bush, que sugere a criação de uma zona de livre comércio entre os Estados Unidos e toda a América Latina.

No âmbito latino-americano, uma das propostas mais viáveis é a integração do Cone Sul, envolvendo Argentina, Brasil, Uruguai e Paraguai.

Dada a importância do comércio externo na economia brasileira, deve-se procurar conhecer as conseqüências desses acordos econômicos nas exportações brasileiras.

Este trabalho tenta quantificar os efeitos da integração econômica do Cone Sul e da Europa na competitividade das exportações brasileiras. Apesar de a soja ser o produto de exportação escolhido, a metodologia sugerida pode ser igualmente aplicada a outros produtos da pauta de exportação.

MODELO DE ELASTICIDADE DE SUBSTITUIÇÃO

Existem duas pressuposições que podem ser feitas em modelos de comércio agrícola internacional.

Uma possibilidade é assumir que os produtos são **homogêneos** e, conseqüentemente, substitutos perfeitos entre si. Nessas circunstâncias, a nação importadora vê o produto importado de um país como substituto perfeito para o mesmo produto importado de outro país. Essa pressuposição implica numa elasticidade de substituição infinita entre os ofertantes e numa correspondente razão de preços constante.

A segunda possibilidade é o produto importado por uma nação ser diferenciado pela qualidade, país de origem, garantia de fornecimento, tradições de línguas e costumes, arranjos políticos, institucionais e creditícios. Se, por exemplo, o preço da soja brasileira aumenta, ela pode ser substituída pela soja argentina no mercado importador. Mas essa substituição não será tão fácil se houver diferenças substanciais na qualidade dessas sojas.

Não há nem mesmo necessidade de existir diferença física entre os produtos agrícolas para a pressuposição de **diferenciação de produto** ser utilizada. Basta que haja diferença entre os ofertantes, de tal forma que um país produtor seja mais confiável que os outros, com datas de entrega do produto mais convenientes, com melhores condições de crédito, etc. A idéia principal é que existam diferenças de preços entre produtos similares por causa da diferenciação desses produtos. Essa linha de raciocínio é compatível com a hipótese hedônica de Rosen (1974), que diz que o preço dos bens reflete o preço implícito de suas características.

Outro aspecto a ser considerado em modelos de comércio internacional são os **ajustamentos defasados**. Como as importações são normalmente feitas por agências governamentais – que se comportam de maneira diferente das firmas privadas –, contratos de longo prazo tendem a prevalecer, com implícita diversificação por países.

O modelo de elasticidade de substituição (ES) é o mais utilizado em estudos que pressupõem **diferenciação de produto e ajustamentos defasados** na agricultura (Blandford 1987; Fontes et al. 1990).

O modelo ES relaciona-se com a **diferenciação de produto** através de estimativas de elasticidades de substituição entre pares de países exportadores, as quais são geradas nesse modelo. Uma baixa elasticidade de substituição indica que os produtos agrícolas dos dois países não são bons substitutos; conseqüentemente, eles são diferenciados por país de origem. Já uma alta elasticidade de substituição sugere grande substitutibilidade entre os produtos agrícolas dos países competidores, não havendo muita diferenciação do produto por país de origem.

As estimativas de elasticidades de substituição são úteis em estudos de competitividade de produtos agrícolas do mercado internacional. Altas elasticidades de substituição sugerem maior competitividade de certo país frente aos competidores, já que não existe substancial diferenciação do produto por país de origem.

O modelo ES pode também analisar os **ajustamentos defasados** dos países exportadores através das quantidades relativas de exportações defasadas, que captam a “rigidez” inerente às agências governamentais.

O modelo ES é usado aqui para analisar a competitividade brasileira no mercado de soja, em simulada situação de integração econômica e ausência de integração econômica. O trabalho corresponde, assim, a uma tentativa preliminar de quantificação do desempenho dos prováveis blocos econômicos no mercado externo.

A fundamentação teórica do modelo ES baseia-se na seguinte relação:

$$\sigma = \frac{d(q_1/q_2)}{d(dq_2/dq_1)} \cdot \frac{dq_2/dq_1}{q_1/q_2} = \frac{d \log(q_1/q_2)}{d \log(dq_2/dq_1)} \quad (1)$$

onde a elasticidade de substituição σ entre dois produtos é medida pela taxa de modificação percentual nas quantidades relativas q_1/q_2 , devido à modificação percentual na taxa marginal de substituição de q_2 por q_1 .

A elasticidade de substituição, num enfoque microeconômico, capta a capacidade de um bem substituir outro bem na curva de indiferença do consumidor. Em comércio internacional, ela capta a capacidade de um produto exportado por um país (ou bloco) substituir um produto similar exportado pelo país (ou bloco) concorrente na curva de indiferença da nação importadora. O resultado $dq_2/p_2 = p_1/p_2$ da maximização de utilidade com restrição orçamentária leva à definição empírica da elasticidade de substituição:

$$\sigma = \frac{d(q_1/q_2)}{d(p_1/p_2)} \cdot \frac{p_1/p_2}{q_1/q_2} = \frac{d \log(q_1/q_2)}{d \log(p_1/p_2)} \quad (2)$$

Em forma de equação tem-se:

$$\log (q_1/q_2) = a + \sigma \log (p_1/p_2) \quad (3)$$

Estatisticamente a equação acima é estimada por:

$$\log (q_1/q_2) = a + \sigma \log (p_1/p_2) + \mu, \quad (3)$$

onde μ é um resíduo aleatório e capta os erros de mensuração na variável dependente e efeitos de variáveis não incluídas no modelo.

A transição da fundamentação teórica para a estimativa empírica da elasticidade de substituição está relacionada à determinação das condições nas quais a razão q_1/q_2 depende somente de p_1/p_2 .

Uma estimação empírica consistente da equação (4) requer as seguintes pressuposições:

- 1) a soma algébrica das elasticidades de preço-demanda direta e cruzada pelos bens q_1 e q_2 são iguais;
- 2) a elasticidade de renda-demanda pelos bens q_1 e q_2 são iguais;
- 3) a oferta de importação é perfeitamente elástica, ou seja, os países importadores são pequenos em relação aos exportadores e conseqüentemente os preços são predeterminados.

As pressuposições (1) e (2) implicam nos bens q_1 e q_2 serem parecidos em muitos aspectos, sem serem substitutos perfeitos. Pelo fato dos bens q_1 e q_2 serem similares, suas reações de demanda a todas as outras variáveis econômicas (exceto os preços p_1 e p_2) são iguais. Por outro lado, os bens q_1 e q_2 são diferentes o suficiente para que haja demanda de ambos.

ESTIMAÇÃO

Os dados foram coletados em vários números do periódico FAO Trade Yearbook, utilizando-se os períodos 1974-1988 para soja em grãos e farelo de soja e 1973-1988 para óleo de soja.

No caso dos blocos, fez-se uma ponderação das quantidades e dos preços de exportação para se chegar aos valores médios, levando-se em conta as participações relativas de exportação dos países no mercado internacional.

As seguintes relações foram estimadas:

A) estimação por MQO com preços de exportação exógenos:

$$\log (q_1/q_2)_t = a + \sigma \log (p_1/p_2)_t + \mu_t$$

B) estimação por MQO com preços de exportação exógenos e incorporando-se ajustamentos defasados:

$$\log (q_1/q_2)_t = a + \sigma \log (p_1/p_2)_t + \gamma \log(q_1/q_2)_{t-1} + \mu_t$$

onde:

q_1 = quantidade de soja exportada por um país ou bloco 1;

q_2 = quantidade de soja exportada por um país ou bloco concorrente 2;

p_1 = preço das exportações de soja do país ou bloco 1;

p_2 = preço das exportações de soja do país ou bloco concorrente 2;

σ = resposta de preços relativos de exportação de soja ou elasticidade de substituição no caso A;

γ = resposta de quantidades relativas defasadas de exportação de soja;

μ = resíduo aleatório normalmente distribuído com média zero.

As hipóteses testadas são: $H_0: \sigma = 0$ versus $H_a: \sigma < 0$, ou seja, há uma relação inversa entre as quantidades relativas de exportação de soja de dois países ou blocos competidores e seus respectivos preços de exportação.

A segunda hipótese é $H_0: \gamma = 0$ versus $H_a: \gamma > 0$, ou seja, há uma relação positiva entre as quantidades relativas de exportação de soja de um ano e as quantidades relativas correspondentes ao ano anterior.

Os testes de Durbin-Watson e de Durbin (h) foram usados para testar a autocorrelação dos resíduos nos modelos A e B, respectivamente. A correção do problema, quando detectado, foi feita utilizando-se o método de Cochrane-Orcutt.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As Tabelas 1, 2 e 3 apresentam resultados das regressões estimadas do modelo A para soja em grãos, óleo e farelo de soja, em situações de integração econômica e ausência de integração econômica.

Todas as regressões de soja em grãos e óleo de soja têm o sinal negativo hipotetizado para a elasticidade de substituição.

O mercado de soja em grãos, apresentado na Tabela 1, mostra uma substancial melhora nas regressões, em termos de significância e coeficiente de determinação R^2 , quando simula-se integração econômica. Embora todas as elasticidades de substituição seja inelásticas, o bloco Brasil-Argentina tem respostas de preços levemente superiores às do bloco Brasil-Argentina-Paraguai, frente aos exportadores concorrentes, Estados Unidos e China.

A Tabela 2 apresenta as elasticidades de substituição do óleo de soja. Sem integração econômica, ressalta-se a competitividade das exportações Brasil-Estados Unidos e Brasil frente aos países europeus como exportadores individuais. As respostas de preço significativamente diferentes de zero são altamente elásticas, variando de -7,33 a -11,11. A simulação de integração econômica nesse período sugere alguns resultados interessantes no mercado de óleo de soja. O bloco exportador Brasil-Argentina, embora com elasticidade de substituição significativamente diferente de zero a 1% de significância, apresenta uma resposta de preço menor que a do Brasil como exportador individual frente ao concorrente Estados Unidos. As exportações dos blocos Brasil-Argentina e Europa não são muito competitivas. Mesmo quando se analisa o comportamento das exportações do bloco Brasil-Argentina frente aos países europeus individualmente, nota-se que as elasticidades de substituição não são significativas a 5% e têm R^2 bem baixos. As exportações dos países europeus agregados, por outro lado, mostram-se competitivas frente ao concorrente Estados Unidos, com a elasticidade de substituição significativamente diferente de zero a 1% de significância e R^2 igual a 0,52. Para uma queda de 1% no preço relativo de exportação europeu de óleo de soja, espera-se um aumento de 2,60% nas exportações européias frente às exportações americanas.

As elasticidades de substituição do farelo de soja são apresentadas na Tabela 3. Na ausência de integração econômica, a regressão que analisa as exportações brasileiras frente às exportações americanas é a única que tem sinal compatível com a teoria, sendo também significativa ao nível de 5%. Quando se simula a integração entre Brasil e Argentina, a única regressão com sinal compatível com a hipótese formulada é a que analisa o desempenho das exportações desse bloco frente às exportações dos Estados Unidos,

sendo significativa ao nível de 10%. No entanto, o bloco da Europa mostra-se bastante competitivo quando concorrendo com os Estados Unidos e a China. As elasticidades de substituição nesses casos são altas (-3,08 e -4,91, respectivamente), significativamente diferentes de zero ao nível de 1% de significância e com R^2 iguais a 0,59 e 0,58, respectivamente.

As Tabelas 4, 5 e 6 mostram as respostas de preço e quantidade defasada do modelo B para o complexo soja, sendo comparadas as situações de integração econômica e de ausência de integração econômica entre os países.

TABELA 1. Respostas de preço estimadas para as exportações de soja em grãos sem integração e com integração econômica, 1974-1988.

Sem integração econômica					
Países		Coeficiente	t (sig)	R^2	DW
Br/Arg ^a	Const	-0,25	-0,45(0,66)	0,01	2,37
	Log (p_1/p_2)	-0,22	-0,39(0,70)		
Br/EUA ^a	Const	-1,08	-6,94(0,00)	0,09	1,59
	Log (p_1/p_2)	-4,16	-1,15(0,27)		
Br/China ^a	Const	0,53	2,31(0,03)	0,15	1,69
	Log (p_1/p_2)	-2,05	-1,46(0,17)		
Br/Paraguai ^a	Const	0,75	3,52(0,00)	0,12	1,99
	Log (p_1/p_2)	-1,05	-1,29(0,22)		
Com integração econômica					
Blocos e Países		Coeficiente	t (sig)	R^2	DW
Br-Arg/EUA ^a	Const	-0,97	-8,30(0,00)	0,52	1,86
	Log (p_1/p_2)	-0,84	-3,63(0,00)		
Br-Arg/China ^a	Const	0,60	2,29(0,04)	0,62	1,88
	Log (p_1/p_2)	-0,95	-4,41(0,00)		
Br-Arg-Par/EUA ^a	Const	-1,03	-9,05(0,00)	0,50	1,89
	Log (p_1/p_2)	-0,85	-3,45(0,00)		
Br-Arg-Par/China ^a	Const	3,81	36,30(0,00)	0,38	2,01
	Log (p_1/p_2)	-0,50	-2,71(0,02)		

^a Resultados após corrigida a correlação serial pelo método Cochrane-Orcutt.

TABELA 2. Respostas de preço estimadas para as exportações de óleo de soja sem integração e com integração econômica, 1973-1988.

Sem integração econômica					
Países		Coefficiente	t (sig)	R ²	DW
Br/Arg	Const	0,52	3,40(0,00)	0,16	1,31
	Log (p ₁ /p ₂)	-4,98	-1,65(0,12)		
Br/EUA	Const	-0,68	-4,60(0,00)	0,58	1,36
	Log (p ₁ /p ₂)	-8,82	-4,41(0,00)		
Br/Bélgica	Const	0,09	0,45(0,66)	0,35	1,32
	Log (p ₁ /p ₂)	-8,63	-2,77(0,01)		
Br/Alemanha	Const	-0,22	-1,20(0,25)	0,51	1,15
	Log (p ₁ /p ₂)	-11,11	-3,83(0,00)		
Br/Holanda	Const	-0,22	-1,44(0,27)	0,37	1,40
	Log (p ₁ /p ₂)	-7,23	-2,86(0,01)		
Br/Espanha	Const	0,28	2,25(0,04)	0,00	2,27
	Log (p ₁ /p ₂)	-0,04	-0,01(0,98)		
Com integração econômica					
Blocos e Países		Coefficiente	t (sig)	R ²	DW
Br-Arg/EUA	Const	0,35	2,36(0,03)	0,56	1,43
	Log (p ₁ /p ₂)	-5,01	-4,22(0,00)		
Br-Arg/Europa	Const	0,68	2,94(0,01)	0,15	1,13
	Log (p ₁ /p ₂)	-2,98	-1,59(0,13)		
Br-Arg/Bélgica	Const	0,89	4,14(0,00)	0,14	1,10
	Log (p ₁ /p ₂)	-2,94	-1,50(0,15)		
Br-Arg/Alemanha ^a	Const	0,63	2,31(0,04)	0,03	1,32
	Log (p ₁ /p ₂)	-1,34	-0,65(0,52)		
Br-Arg/Holanda ^a	Const	0,48	2,65(0,02)	0,10	1,28
	Log (p ₁ /p ₂)	-1,72	-1,19(0,25)		
Br-Arg/Espanha	Const	0,38	2,23(0,04)	0,00	1,69
	Log (p ₁ /p ₂)	-0,23	-0,22(0,82)		
Europa/EUA	Const	-0,53	-22,55(0,00)	0,52	1,50
	Log (p ₁ /p ₂)	-2,60	-3,87(0,00)		

^a Resultados após corrigida a correção serial pelo método Cochrane-Orcutt.

TABELA 3. Respostas de preço estimadas para as exportações de farelo de soja sem integração e com integração econômica, 1974-1988.

Sem integração econômica					
Países		Coefficiente	t (sig)	R ²	DW
BR/Arg ^a	Const	0,72	4,50(0,00)	0,00	1,06
	Log ($\frac{P_1}{P_2}$)	0,13	0,09(0,93)		
Br/EUA ^a	Const	0,03	0,65(0,53)	0,30	1,99
	Log ($\frac{P_1}{P_2}$)	-1,58	-2,28(0,04)		
Br/China ^a	Const	4,84	1,54(0,14)	0,01	1,03
	Log ($\frac{P_1}{P_2}$)	0,43	0,29(0,77)		
Br/Holanda	Const	0,71	9,44(0,00)	0,01	1,23
	Log ($\frac{P_1}{P_2}$)	0,39	0,41(0,69)		
Br/Alemanha	Const	1,12	11,81(0,00)	0,47	1,17
	Log ($\frac{P_1}{P_2}$)	3,36	3,42(0,00)		
Com integração econômica					
Blocos e Países		Coefficiente	t (sig)	R ²	DW
Br-Arg/EUA ^a	Const	-0,03	-0,58(0,57)	0,27	1,86
	Log (p ₁ /p ₂)	-1,63	-0,29(0,06)		
Br-Arg/China ^a	Const	5,58	1,36(0,19)	0,00	1,03
	Log (p ₁ /p ₂)	0,45	0,30(0,77)		
Br-Arg/Europa	Const	0,84	10,22(0,00)	0,25	1,29
	Log (p ₁ /p ₂)	1,84	2,06(0,05)		
Br-Arg/Alemanha	Const	1,10	11,17(0,00)	0,50	1,15
	Log (p ₁ /p ₂)	3,46	3,59(0,00)		
Br-Arg/Holanda	Const	0,65	8,25(0,00)	0,00	1,23
	Log (p ₁ /p ₂)	0,27	0,29(0,77)		
Europa/EUA	Const	-0,57	-15,75(0,00)	0,59	1,68
	Log (p ₁ /p ₂)	-3,08	-4,36(0,00)		
Europa/Arg ^a	Const	-0,09	-0,41(0,68)	0,00	1,25
	Log (p ₁ /p ₂)	0,45	0,27(0,79)		
Europa/China	Const	-2,38	2,89(0,01)	0,58	0,78
	Log (p ₁ /p ₂)	-4,91	-4,21(0,00)		

^a Resultados após corrigida a correlação serial pelo método Cochrane-Orcutt.

TABELA 4. Respostas de preço e quantidade defasada estimadas para as exportações de soja em grãos sem integração e com integração econômica, 1974-1988.

Sem integração econômica					
Países		Coeficiente	t (sig)	R ²	Dh
Br/Arg	Const	-0,15	-0,57(0,58)	0,78	-1,63
	Log (p ₁ /p ₂)	-0,35	-0,59(0,56)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,64	6,15(0,00)		
Br/EUA	Const	-0,52	-2,03(0,07)	0,41	0,11
	Log (p ₁ /p ₂)	-7,65	-1,94(0,08)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,56	2,39(0,03)		
Br/China	Const	0,13	0,61(0,55)	0,41	-0,12
	Log (p ₁ /p ₂)	-1,72	-1,15(0,27)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,71	2,76(0,02)		
Br/Paraguai	Const	0,41	1,54(0,15)	0,48	-0,67
	Log (p ₁ /p ₂)	-0,84	-0,99(0,34)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,51	2,32(0,04)		
Com integração econômica					
Blocos e Países		Coeficiente	t (sig)	R ²	Dh
Br-Arg/EUA	Const	-0,65	2,77(0,02)	0,52	1,37
	Log (p ₁ /p ₂)	-0,74	-2,80(0,02)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,31	1,44(0,18)		
Br-Arg/China ^a	Const	0,50	2,58(0,03)	0,49	2,05
	Log (p ₁ /p ₂)	-0,87	1,42(0,18)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,32	-2,87(0,02)		
Br-Arg-Par/EUA	Const	-0,69	-2,79(0,02)	0,51	1,24
	Log (p ₁ /p ₂)	-0,75	-2,73(0,02)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,31	1,45(0,17)		
Br-Arg-Par/China	Const	2,12	2,64(0,02)	0,52	0,33
	Log (p ₁ /p ₂)	-0,47	-2,44(0,03)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,45	2,10(0,06)		

^a Resultado após corrigida a correlação serial pelo método Cochrane-Orcutt.

TABELA 5. Respostas de preço e quantidade defasada estimadas para as exportações de óleo de soja sem integração e com integração econômica, 1973-1988.

Sem integração econômica					
Países		Coefficiente	t (sig)	R ²	Dh
Br/Arg	Const	-0,69	2,90(0,01)	0,32	Indefinido
	Log (p ₁ /p ₂)	-11,32	-2,31(0,04)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	-0,07	-0,25(0,80)		
Br/EUA	Const	-0,66	-4,03(0,00)	0,64	0,91
	Log (p ₁ /p ₂)	-9,26	-4,45(0,00)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,26	1,49(0,16)		
Br/Bélgica	Const	-0,19	0,74(0,47)	0,49	1,41
	Log (p ₁ /p ₂)	-10,43	-3,31(0,01)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,38	1,77(0,10)		
Br/Alemanha	Const	-0,35	-2,06(0,06)	0,70	-1,32
	Log (p ₁ /p ₂)	-11,22	-4,62(0,00)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,44	2,86(0,01)		
Br/Holanda	Const	-0,32	-1,56(0,14)	0,48	1,27
	Log (p ₁ /p ₂)	-7,94	-3,18(0,01)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,35	1,67(0,12)		
Br/Espanha	Const	0,17	0,59(0,56)	0,03	-1,28
	Log (p ₁ /p ₂)	1,22	0,22(0,83)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,05	0,52(0,61)		
Com integração econômica					
Blocos e Países		Coefficiente	t (sig)	R ²	Dh
Br-Arg/EUA	Const	2,30	4,92(0,00)	0,78	0,05
	Log (p ₁ /p ₂)	-7,89	-5,04(0,00)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,44	3,34(0,00)		
Br-Arg/Europa	Const	0,66	2,84(0,01)	0,54	-1,60
	Log (p ₁ /p ₂)	-4,97	-2,23(0,04)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,71	3,51(0,00)		
Br-Arg/Holanda	Const	0,46	3,35(0,00)	0,58	-0,83
	Log (p ₁ /p ₂)	-3,69	-2,67(0,02)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,63	3,47(0,00)		
Br-Arg/Alemanha	Const	0,68	3,75(0,00)	0,78	-0,80
	Log (p ₁ /p ₂)	-5,39	-3,19(0,00)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	0,75	5,62(0,00)		
Br-Arg/Bélgica	Const	1,12	5,94(0,00)	0,56	Indefinido
	Log (p ₁ /p ₂)	-1,49	-0,87(0,40)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	-3,47	-3,59(0,00)		
Br-Arg/Espanha ^a	const	0,28	0,74(0,47)	0,02	12,22
	Log (p ₁ /p ₂)	1,19	0,40(0,69)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	-0,12	-0,45(0,66)		
Europa/EUA	Const	-0,56	-4,72(0,00)	0,51	-0,98
	Log (p ₁ /p ₂)	-2,58	-3,21(0,00)		
	Log (q ₁ /q ₂) _{t-1}	-0,06	-0,29(0,77)		

^a Resultado após corrigida a correlação serial pelo método Cochran-Orcutt.

TABELA 6. Respostas de preço e quantidade defasada estimadas para as exportações de farelo de soja sem integração e com integração econômica, 1974-1988.

Sem integração econômica					
Países		Coefficiente	t (sig)	R ²	Dh
Br/Arg	Const	0,03	0,27(0,79)	0,83	-0,76
	Log (p ₁ /p ₂)	0,16	0,10(0,92)		
	Log (q ₁ /q ₂)t-1	0,84	6,65(0,00)		
Br/EUA	Const	0,00	0,17(0,87)	0,50	-0,40
	Log (p ₁ /p ₂)	-1,31	-1,84(0,09)		
	Log (q ₁ /q ₂)t-1	0,30	1,89(0,08)		
Br/China	Const	-0,03	-0,11(0,91)	0,89	0,73
	Log (p ₁ /p ₂)	1,64	1,38(0,19)		
	Log (q ₁ /q ₂)t-1	1,01	8,77(0,00)		
Br/Holanda ^a	Const	0,42	2,01(0,07)	0,15	3,61
	Log (p ₁ /p ₂)	-0,61	-0,63(0,54)		
	Log (q ₁ /q ₂)t-1	0,33	1,18(0,26)		
Br/Alemanha	Const	0,73	5,57(0,00)	0,14	0,16
	Log (p ₁ /p ₂)	0,47	0,42(0,68)		
	Log (q ₁ /q ₂)t-1	0,20	1,36(0,20)		
Com integração econômica					
Blocos e Países		Coefficiente	t (sig)	R ²	Dh
Br-Arg/EUA	Const	-0,03	-0,79(0,45)	0,52	0,28
	Log (p ₁ /p ₂)	-1,29	-1,64(0,13)		
	Log (q ₁ /q ₂)t-1	0,35	2,23(0,05)		
Br-Arg/China	Const	-0,02	-0,07(0,94)	0,87	0,80
	Log (p ₁ /p ₂)	1,61	1,32(0,21)		
	Log (q ₁ /q ₂)t-1	1,00	8,61(0,00)		
Br-Arg/Europa	Const	0,58	3,99(0,00)	0,06	1,64
	Log (p ₁ /p ₂)	-0,23	-0,22(0,83)		
	Log (q ₁ /q ₂)t-1	0,15	0,79(0,45)		
Br-Arg/Holanda ^a	Const	0,40	2,04(0,07)	0,15	Indefi- nido
	Log (p ₁ /p ₂)	-0,68	-0,65(0,51)		
	Log (q ₁ /q ₂)t-1	0,31	1,08(0,30)		
Br-Arg/Alemanha	Const	0,70	5,49(0,00)	0,14	-0,47
	Log (p ₁ /p ₂)	0,44	0,39(0,70)		
	Log (q ₁ /q ₂)t-1	0,19	1,32(0,21)		
Europa/EUA	Const	-0,31	-1,88(0,09)	0,67	Indefi- nido
	Log (p ₁ /p ₂)	-1,76	-1,37(0,20)		
	Log (q ₁ /q ₂)t-1	0,45	1,57(0,14)		
Europa/Arg	Const	-0,14	-0,73(0,50)	0,72	0,12
	Log (p ₁ /p ₂)	0,77	0,46(0,65)		
	Log (q ₁ /q ₂)t-1	0,68	4,97(0,00)		
Europa/China	Const	-1,13	-2,84(0,02)	0,93	-1,07
	Log (p ₁ /p ₂)	-1,73	-2,56(0,03)		
	Log (q ₁ /q ₂)t-1	0,85	7,60(0,00)		

^a Resultado após corrigida a correlação serial pelo método Cochrane-Orcutt.

As respostas estimadas de preço e quantidade defasada para soja em grãos podem ser vistas na Tabela 4, com todos os sinais confirmando as hipóteses formuladas. Sem integração econômica, os ajustamentos defasados de todas as regressões são significativos ao nível de 5%, sugerindo relação positiva e significativa entre as quantidades relativas exportadas de um ano e do ano passado. Observa-se um aumento substancial dos R^2 em relação ao modelo A. As regressões com integração econômica não indicam diferença substancial entre os blocos Brasil-Argentina e Brasil-Argentina-Paraguai. Somente Brasil-Argentina e Brasil-Argentina-Paraguai competindo com a China têm a variável defasada significativamente diferente de zero ao nível de 10%.

Os resultados da estimação do modelo B para óleo de soja são apresentados na Tabela 5. Sem integração econômica, nota-se que somente Brasil-Alemanha e Brasil-Bélgica têm ajustamentos defasados significativos ao nível de 1% e 10%, respectivamente. Com integração econômica, o bloco Brasil-Argentina mostra quantidades defasadas significativas ao nível de 1%, quando concorrendo no mercado internacional com Estados Unidos, Europa, Holanda e Alemanha. Algumas respostas estimadas de preço que não eram significativas no modelo A da Tabela 2 são significativas ao nível de 5% no modelo B da Tabela 5, como, por exemplo, Brasil-Argentina competindo com Europa, Holanda e Alemanha.

A Tabela 6 mostra o comportamento do mercado de exportação do farelo de soja, quando se estima o modelo B. Nesse mercado, somente as regressões entre Brasil-Estados Unidos (10%) e Europa-China (5%) apresentam respostas de preço negativas e significativas, sugerindo menor sensibilidade às variações de preço.

Essas respostas de preço positivas (e contrárias à hipótese formulada) no mercado de farelo de soja provavelmente estão associadas às políticas de intervenção governamental adotadas nas décadas passadas. Os anos 70 e 80 caracterizaram-se por tabelamento de preço, quotas, contingenciamento e licenças de exportação para o farelo de soja. Essas interferências governamentais teriam, assim, contribuído para afastar o mercado de farelo de soja da competição implícita no modelo de elasticidade de substituição.

Com e sem integração econômica, todas as variáveis defasadas tem o sinal positivo da hipótese formulada. Quando não há integração econômica, observa-se que Brasil-Argentina e Brasil-China são significativamente diferentes de zero ao nível de 1% e Brasil-Estados Unidos ao nível de 10%. Com a integração entre Brasil e Argentina, nota-se que as quantidades defasadas continuam significativas (a 5%) quando eles competem com a China e os Estados Unidos. Quando há integração entre os países exportadores de fa-

relo da Europa, as quantidades defasadas são significativas ao nível de 1% quando a competição é com a Argentina e a China. Ressalta-se o alto coeficiente de determinação (0,93) entre Europa e China no mercado de farelo.

Uma análise das elasticidades médias de substituição mostra que, nos modelos A e B, as respostas médias negativas de preço de soja em grãos e óleo de soja diminuem de magnitude quando há integração econômica. No caso do farelo de soja, a elasticidade média de substituição passa de positiva (sem integração) para negativa (com integração), tanto no modelo A como no B.

As evidências empíricas de diferenciação de produto e ajustamentos defasados encontrados no mercado internacional de soja são compatíveis com os resultados de pesquisas anteriores (Figueroa 1986 ; Blandford 1987; Fontes et al. 1990; Fontes & Ferrão 1990).

Figueroa (1986) detecta grande variabilidade entre nações e entre produtos agrícolas ao comparar exportações de trigo e milho dos Estados Unidos e países competidores para várias regiões importadoras. As elasticidades de substituição estimadas variam de -1,75 a -18 nesses mercados.

Blandford (1987) usa os modelos de Elasticidade de Substituição, Parcela de Mercado e Markov para analisar também as exportações de milho e trigo dos Estados Unidos em relação aos países competidores. Com dados anuais, as elasticidades de substituição variam desde -0,18 até -43,88. Os ajustamentos das equações, captadas pelo R^2 , variam de 0 a 0,39. Quando os dados trimestrais são utilizados, encontra-se maior número de coeficientes significativos para as elasticidades de substituição, e os R^2 variam de 0,02 a 0,92. A presença de ajustamentos defasados é destacada quando o modelo de Parcela de Mercado é estimado. O uso de dados trimestrais aumenta consideravelmente o número de coeficientes estatisticamente significativos. Blandford apresenta os países importadores com respostas de preços significativos e também os países que não respondem a mudanças de preços, mas que têm ajustamentos defasados significativos.

Numa análise de competitividade das exportações americanas de soja, milho e trigo, Fontes et al. (1990) utilizam dados trimestrais para estimar, por equações simples e por sistema de equações, as respostas de preço e de ajustamentos defasados em nove mercados importadores. Tanto a estimação por equação simples quanto por sistema de equações indicam que os países importadores com maior resposta de preço são a União Soviética e o Egito no mercado do trigo, e Taiwan, México e Egito no mercado de milho. Nos mercados de exportação, observa-se maior competitividade entre os Estados Unidos e a Argentina e os Estados Unidos e o Resto do Mundo. Esse resultado ocorre tanto no mercado de trigo quanto no de milho, usando-se equa-

ções simples e sistema de equações. Estimativas médias das elasticidades de substituição são calculadas através de procedimentos MQO, MQ2E e MQ3E, com valores da ordem de $-4,62$ e $-5,93$ sendo obtidos para trigo e milho, respectivamente.

Numa análise de competitividade das exportações de soja do Brasil, Fontes & Ferrão (1990) detectam menor diferenciação de produto nas exportações de soja em grãos do Brasil e da Argentina, existindo uma acirrada competição entre esses países no mercado internacional. As altas elasticidades de substituição do óleo de soja entre vários países exportadores sugerem ser esse um mercado altamente competitivo. Por outro lado, as baixas elasticidades de substituição de farelo de soja associados aos coeficientes defasados positivos indicam maior diferenciação de produto nesses mercados, com menor sensibilidade às variações de preços e, conseqüentemente, menor competitividade.

Menor sensibilidade às variações de preço no mercado de farelo de soja, também observada nesse trabalho em situação de integração econômica, parece confirmar o trabalho de Roessing (1990), que, usando um modelo de desequilíbrio por causa das imperfeições de mercado provenientes das intervenções governamentais no mercado de farelo de soja, mostra que existem outras variáveis, além das especificadas nas equações de equilíbrio, que influem na oferta e demanda mundial do farelo de soja brasileiro. Sua hipótese é comprovada pela significância do coeficiente que representa o desequilíbrio no mercado. O período médio de convergência para o equilíbrio varia, segundo ele, de 2,9 a 5,9 anos.

CONCLUSÕES E PERSPECTIVAS

Os resultados mostram grande variabilidade na magnitude das elasticidades de substituição estimadas, sugerindo que os efeitos da integração econômica na competitividade dos produtos de exportação podem variar, dependendo do bloco econômico e do produto de exportação considerados.

Os mercados de exportação de soja em grãos e óleo de soja brasileiros parecem ser menos diferenciados por país de origem do que o mercado de exportação de farelo de soja brasileiro. Ou seja, a soja em grãos e o óleo de soja do Brasil são mais competitivos no mercado internacional do que o farelo de soja, que é menos sensível às variações de preço.

A integração econômica parece ter sido particularmente benéfica para o Brasil (em termos de nível de significância e R^2 no mercado de soja em grãos, tanto com a formação do bloco Brasil-Argentina como com o bloco

Brasil-Argentina-Paraguai. Por outro lado, a integração econômica parece diminuir a magnitude das elasticidades de substituição de soja em grãos e óleo de soja, tornando essas respostas de preços menos elásticas.

Ajustamentos defasados significativos são observados nos mercados de soja em grãos, óleo e farelo, em situação de integração e ausência de integração econômica, sugerindo certa "rigidez" nas exportações entre um ano e outro.

Resultados de estudos desse tipo são úteis na formulação de políticas agrícolas. O efeito de uma redução no preço de um produto agrícola brasileiro de exportação pode ser diferente, dependendo dos blocos econômicos formados e dos produtos em questão. Os mercados que respondem às mudanças de preços são os mais desejáveis, pois neles uma política de redução de preço do produto brasileiro tem um efeito positivo em termos de conquista de mercado. Ter conhecimento das elasticidades de substituição é, dessa forma, fator importante na decisão de política agrícola, na medida em que o país queira expandir seus mercados.

Para os mercados que não respondem a mudanças de preço, é importante verificar o comportamento dos ajustamentos defasados. A relação positiva entre quantidades relativas exportadas de um ano e do ano passado é a segunda solução desejável para o país exportador. Já que o país não pode almejar a expansão na participação de mercado através de uma queda em seu preço, ele pelo menos pode garantir a mesma participação no mercado. É esse o caso das exportações brasileiras de farelo de soja.

A preocupação de quantificar os efeitos da integração econômica na competitividade das exportações brasileiras, manifestada nesse trabalho, pode ser melhor explorada se houver disponibilidade de dados de exportação para os mercados importadores específicos. Nesse caso, a estimação econômica poderia utilizar sistemas de equações, como por exemplo MQ2E e MQ3E, relaxando assim a pressuposição de preços de exportação exógenos do modelo de elasticidade de substituição.

As elasticidades de substituição estimadas são também muito usadas em aplicações do modelo Armington (1969), desenvolvido para analisar o comércio de produtos agrícolas. Até então, a utilização desse modelo tem sido feita sem a preocupação de similar a integração e os blocos econômicos dos diferentes países. Sugere-se, assim, que análises futuras de fluxos de produtos agrícolas que utilizem o modelo Armington levem em consideração todas essas perspectivas de acordos e blocos econômicos entre países.

AGRADECIMENTOS

Aos Professores Erly Teixeira, João Eustáquio Lima e Orlando da Silva, pelos comentários e sugestões. Aos assessores científicos da Revista de Economia e Sociologia Rural, pelas alterações sugeridas.

REFERÊNCIAS

- ARMINGTON, P.S. A theory of demand for products distinguished by place of production. **International Monetary Fund Staff Papers, Washington**, vol.26, p.159-176, 1969.
- BLANDFORD, D. **Market share models and the elasticity of demand for U.S. agricultural exports**. Dearborn, Michigan. International Trade Research Consortium Conference on Elasticities in International Trade, 1987.
- FIGUEROA, E. **The impacts of movements in U.S. exchange rates on commodity trade patterns and composition**. University of Davis, California. 1986. Tese de Ph.D.
- FONTES, R.M.O.; GRENNES, T.; JOHNSON, P.R. Diferenciação de produtos e ajustamentos defasados numa análise das exportações de grãos dos Estados Unidos, São Paulo. **Revista de Econometria**, dezembro de 1990. (No prelo).
- FONTES, R.M.O. & FERRÃO, P.R. Competitividade da soja brasileira no mercado internacional. In: XVIII CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL. Florianópolis, 1990. **Anais**. Brasília: SOBER, v.1, p.149-162, 1990.
- ROESSING, A.C. **Exportações brasileiras de farelo de soja: um modelo de desequilíbrio**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 1990. Tese de Doutorado.
- ROSEN, S. Hedonic prices and implicit markets, product differentiation in pure competition. **Journal of Political Economy**, Vol. 82, p.34-55, 1974.