



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

Exportação brasileira de soja em grãos: evolução e considerações sobre seus determinantes para o período de 1980–2001

Adelson Martins Figueiredo
Tania Araújo Silva

Resumo

Este trabalho apresenta os resultados da estimativa da função de exportação brasileira de soja em grãos para o período de 1980 a 2001. Especificamente, analisou-se a dinâmica das exportações desse produto dando ênfase à década de 1990, devido ao maior grau de abertura da economia brasileira e verificaram-se os impactos do câmbio flutuante sobre os determinantes das exportações do setor. O modelo proposto para estimar a função de exportação de soja em grãos foi o de Correção de Erros, que se mostrou bem ajustado às variáveis especificadas, obtendo-se as relações esperadas para os parâmetros estimados. As elasticidades obtidas foram altas e significativas, indicando que as exportações reagem às variações no preço externo, preço interno e renda interna. A taxa de câmbio também apresentou elasticidade significativa e positiva, mostrando que as recorrentes desvalorizações no período de câmbio flutuante incentivaram as exportações de soja em grãos.

Palavras-chave: exportação, soja em grãos, MCE, Brasil.

Brazilian soybean exports: evolution and considerations about its determinants during the period between 1980 and 2001

Abstract

This work presents the results of the estimation of a soybean exportation function for Brazil, in the period between 1980 and 2001. The dynamics of the exportations were specifically analysed with focus on the 90s, due to the higher degree of economic opening of that decade, and the impacts of the fluctuating exchange rate over the determinants of the exports of this sector. The model proposed to estimate the exportation function of the soybeans was the Error Correction Model, which fit well to the variables that were specified and returned the expected relationships among the estimated parameters. The elasticities obtained were high and significant, which indicated that the exports react to variations in external price, internal price and internal revenue. The exchange rate also featured a positive and significant elasticity, showing that the recurrent devaluations in this period of fluctuating exchange rates incentivated the brazilian soybean exportations.

Key-words: exportation, soybeans, ECM, Brazil.

1 Introdução

A década de 1980 foi marcada por um crescimento da produção nacional de soja, impulsionado, principalmente, pelo bom desempenho da produção da nova fronteira agrícola na região do cerrado. As taxas geométricas de crescimento da produção e exportação para essa década foram, respectivamente, de 4,22% a.a. e 15,49% a.a., ambas significativas a 1% de probabilidade. Essa fase favorável da produção de soja foi interrompida por uma redução na oferta de crédito promovida pelo Plano Collor, implementado em março de 1990. Segundo SILVA et al. (2002), a produção de soja passou de 24 milhões de toneladas, em 1989, para 19 milhões de toneladas, em 1990, e caiu ainda mais para o ano de 1991, atingindo 14,9 milhões de toneladas.

Na década de 90, houve mudanças significativas nos determinantes das exportações de soja brasileira devido ao maior grau de abertura da economia brasileira e à implementação de programas de estabilização econômica. Por isso, neste trabalho analisaram-se, com maior ênfase, os anos 90.

Após a redução das exportações brasileiras de soja, ocorridas em 1991, devido à queda na produção interna e à valorização da taxa de câmbio real efetiva, a partir de 1992, iniciou-se uma fase promissora para a produção e a exportação de soja. A ressalva foi o ano de 1995, em que, por reflexos da valorização cambial promovida pelo Plano Real, as exportações de soja em grãos reduziram-se significativamente (SILVA et al., 2002).

A plantação de soja no Brasil, na década de 1990, ocupou uma área de aproximadamente 12 milhões de hectares, com produção média de 26 milhões de toneladas/ano e produtividade média de 2,17 toneladas/ha. Essa produção levou o Brasil ao posto de segundo maior produtor mundial de soja, perdendo apenas para os Estados Unidos (AGRIANUAL, 2002).

De modo geral, a década de 90 foi favorável à sojicultura nacional. O Brasil atingiu, no ano 2000, uma produção de 32,8 milhões de toneladas, o que representou cerca de 20% da produção mundial, que foi de, aproximadamente, 157 milhões de toneladas e se manteve como o segundo maior exportador de soja do mundo (AGRIANUAL, 2002).

As taxas geométricas de crescimento²⁵ para o setor, calculadas com base nas séries anuais de produção e exportação de soja em grãos, no período de 1990 a 2001, expressam seu bom desempenho, tanto produtivo quanto exportador. Pode-se inferir que, nesse período, a produção interna de soja em grãos cresceu, em média, 6,72% a.a. e as exportações cerca de 15,78% a.a.

Outro ponto fundamental das exportações de soja para o país foi a geração de divisas. Conforme a Figura 1, verifica-se que a participação das exportações do segmento de soja em grãos sobre o total de divisas absorvidas pela economia brasileira, entre 1990 e 2001, foi de 3% ao ano. Isso equivale a dizer que apenas o setor de soja em grãos gerou divisas médias anuais de US\$ 1,44 bilhão nesse período.

Diante desse cenário, o objetivo principal deste trabalho foi modelar a função de exportação brasileira de soja em grãos. Especificamente, analisou-se a dinâmica das exportações desse produto, na década de 90 e verificou-se de que forma ela foi afetada pela desvalorização cambial, ocorrida em dezembro de 1998 e a subsequente adoção do regime de câmbio flutuante, em janeiro de 1999.

Este trabalho foi dividido em quatro seções. Na primeira, fez-se uma rápida introdução e descrição da evolução das exportações da soja brasileira, na década de 90. Na próxima seção, apresentam-se o referencial teórico e o modelo econométrico. Na terceira e quarta seções apresentam-se, respectivamente, os resultados e as conclusões e perspectivas futuras para as exportações brasileiras de soja em grãos.

²⁵ Os valores foram significativos a 1% de probabilidade.

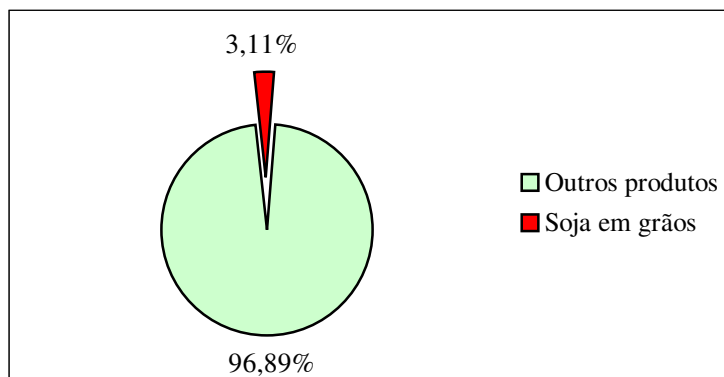


FIGURA 1. Participação média das exportações brasileiras de soja em grãos sobre o valor total exportado, 1990 a 2001.

Fonte: AGRIANUAL (2002), elaboração dos autores.

2 Metodologia

2.1 Referencial teórico

A liberalização comercial tem conduzido a diversas investigações empíricas sobre as funções de importação e exportação das nações. Essas investigações visam estudar o comportamento competitivo de cada país e verificar qual o impacto das políticas econômicas na sua dinâmica comercial. Relacionados à economia brasileira é possível encontrar vários trabalhos dessa natureza, como os de ZINI JR. (1988), FONTES e BARBOSA (1991), FERREIRA (1998), ROCHA (2002) e BACCHI et al. (2002).

Seguindo sugestões de BACCHI et al. (2002), é possível especificar a função de exportação da seguinte forma:

$$S^x = f(Pe, Pi, E, R) \quad (1)$$

em que

S^x é a quantidade exportada por unidade de tempo;

Pe é o preço recebido pelas exportações;

Pi é o preço recebido no mercado interno pelo produto;

E é a taxa de câmbio real efetiva; e

R é a renda nacional real.

Da equação (1), esperam-se as seguintes relações:

a) relação positiva entre as exportações, o preço externo (Pe) e a taxa de câmbio real efetiva (E). Isso porque, *coeteris paribus*, quanto maior o (Pe) maior será o diferencial em relação ao preço interno (Pi), elevando a lucratividade da comercialização do produto no exterior. Quanto

à (E), uma desvalorização incentiva as exportações, dado o efeito positivo na relação preço externo/preço interno. Essas relações podem ser expressas também da seguinte forma:

$$\frac{\partial S^x}{\partial Pe} > 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial S^x}{\partial E} > 0 \quad (3)$$

b) relação negativa entre as exportações, o preço interno (Pi) e a renda nacional real (R). Dessa última, espera-se que uma maior renda interna aumente o consumo interno, reduzindo a disponibilidade do produto para exportação. No que se refere ao preço interno, quanto maior o seu valor maior será a quantidade destinada ao mercado doméstico e, por conseguinte, menor a quantidade destinada à venda externa. Em notação matemática, tem-se:

$$\frac{\partial S^x}{\partial Pi} < 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial S^x}{\partial R} < 0 \quad (5)$$

As equações (2), (3), (4) e (5) representam a variação na quantidade ofertada (S^x) em função da variação de uma unidade nas variáveis explicativas (Pe), (Pi), (E) e (R). Para obterem-se as elasticidades neste modelo, basta multiplicar os efeitos marginais (2), (3), (4) e (5) pelas respectivas razões das médias das variáveis explicativa e dependente.

2.2 Modelo analítico

O modelo econométrico proposto para estimar a função de exportação brasileira de soja em grãos foi o de Correção de Erros (MCE), após realização dos testes de estacionariedade e co-integração para verificar a viabilidade dessa aplicação. Cabe ressaltar que BACCHI et al. (2002), usando dados mensais para o mesmo produto, constataram que as séries são não estacionárias e que o volume exportado depende de fenômenos ocorridos com alguma defasagem no tempo.

Foi estimada a seguinte equação log-linear, isto é, nos logaritmos das variáveis:

$$\log S_t^x = \beta_0 + K_t + \beta_1 \log(Pe)_t + \beta_2 \log(Pi)_t + \beta_3 \log(E)_t + \beta_4 \log(R)_t + \beta_5 K_t \log(Pe)_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

em que

S_t^x é a quantidade exportada de soja em grãos em milhões de toneladas/ano;

K_t é uma variável *dummy* que representa a adoção do regime câmbio flutuante. Sendo assim, receberam zero (0) os anos de 1980 a 1998 e um (1) os anos de 1999 a 2001;

Pe_t é o preço médio anual recebido, em dólares americanos, por tonelada do produto exportado. Esse valor foi obtido dividindo-se o valor exportado pela quantidade exportada em toneladas;

Pi_t é o preço médio anual, recebido pelo produtor, por tonelada do produto vendido internamente, cotado em reais e deflacionado pelo Índice Geral de Preços (IGP-DI), a preços constantes de 2001;

E_t é a taxa de câmbio real efetiva;

R_t é a renda real *per capita* medida em reais;

\mathcal{E}_t é o termo de erro aleatório com distribuição normal, isto é, média zero e variância constante; e

t é o período de tempo, nesse caso, medido em anos.

De acordo com as relações esperadas entre as variáveis, têm-se os seguintes comportamentos das elasticidades: $\beta_1, \beta_3, \beta_5 > 0$ e $\beta_2, \beta_4 < 0$. O valor da constante K_t deve ser positivo, indicando que as desvalorizações cambiais elevaram o nível médio exportado. O coeficiente β_0 pode variar de sinal, pois ele é o intercepto da função.

Segundo GRIFFITHS et al. (2000), o MCE é estimado em um Processo de Diferença Estacionária (PDE). Então, da equação (6) pode-se ilustrar esse mecanismo de diferenciação da seguinte forma:

$$\Delta \log S_t^x = \log S_t^x - \log S_{t-1}^x \quad (7)$$

Tomando-se a primeira defasagem da equação (6) e substituindo em (7) é possível identificar que:

$$\Delta \log S_t^x = \alpha_0 + K_t + \alpha_1 \Delta \log(Pe)_t + \alpha_2 \Delta \log(Pi)_t + \alpha_3 \Delta \log(E)_t + \alpha_4 \Delta \log(R)_t + \alpha_5 K_t \Delta \log(Pe)_t + \Delta \mathcal{E}_t \quad (8)$$

Ao estimar a equação (8) em diferença, possivelmente perdem-se as informações de longo prazo que seriam obtidas pela equação (6). O MCE consiste em corrigir esse problema, incluindo o erro defasado (\mathcal{E}_{t-1}) estimado, obtido por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) da equação (6), na equação (8), como segue:

$$\Delta \log S_t^x = \alpha_0 + K_t + \alpha_1 \Delta \log(Pe)_t + \alpha_2 \Delta \log(Pi)_t + \alpha_3 \Delta \log(E)_t + \alpha_4 \Delta \log(R)_t + \alpha_5 K_t \Delta \log(Pe)_t + \alpha_6 (\mathcal{E}_{t-1}) + \mu_t \quad (9)$$

em que Δ é o operador de diferença, (\mathcal{E}_{t-1}) é o termo de erro da equação (6) defasado em um período e representa $\Delta \mathcal{E}_t$ da equação (8) e α_6 é o erro equilibrador de longo prazo.

2.2.1 Teste de autocorrelação

Segundo GUJARATI (2000), pode-se detectar a presença de autocorrelação através do modelo auto-regressivo de heteroscedasticidade condicional (ARCH). Esse modelo pressupõe que

a variância do erro aleatório μ_t depende do tamanho do termo de erro passado, elevado ao quadrado.

O processo ARCH(p) pode ser escrito da seguinte forma:

$$\text{Var}(\mu_t) = \alpha_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \alpha_2 \mu_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \mu_{t-p}^2 \quad (10)$$

Se não houver autocorrelação na variância do erro, tem-se $H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$; implicando que a $\text{var}(\mu_t) = \alpha_0$ é homoscedástica. H_0 pode ser testada através do teste F de uma regressão estimada com μ_t (erro estimado obtido da equação (9)) ou pelo coeficiente $n.R^2$ que segue distribuição qui-quadrado (χ^2), em que n é o número de observações e R^2 é o coeficiente de determinação obtido da equação (10).

2.2.2 Teste de raiz unitária e co-integração

Para se certificar da não-estacionariedade das séries analisadas, foi feito o teste aumentado de DICKEY e FULLER (ADF). Segundo FAVA (2000), esse teste é utilizado quando os resíduos apresentam correlação serial, de forma que acrescenta defasagens da variável dependente para contornar o problema da autocorrelação. Pode-se escrever o modelo da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \ell_t \quad (11)$$

em que $\gamma = \rho - 1$ e ΔY_{t-i} são os termos diferenciados defasados da variável dependente.

A partir de (6), testa-se a seguinte hipótese: $H_0 : \delta = 0$, isto é, a série original da variável dependente Y_t é não-estacionária. Se $|\tau|_{\text{calculado}} > |\tau|_{\text{crítico}}$, rejeita-se $H_0 : \delta = 0$, logo, a série é estacionária; se $|\tau|_{\text{calculado}} < |\tau|_{\text{crítico}}$, aceita-se $H_0 : \delta = 0$, não se rejeita H_0 e a série é não-estacionária, isto é, existe o problema de raiz unitária.

Após procedimento do teste ADF para raiz unitária, é possível determinar a ordem de integração das séries estudadas e, então, verificar se elas são co-integradas. ENGLE e GRANGER (1991, p.84) definiram a co-integração da seguinte forma: “os componentes de um vetor x_t é dito ser *co-integrado* de ordem d , b , denotado por $x_t \sim CI(d,b)$, se: a) todos os componentes de x_t são $I(d)$; b) existe um vetor $\alpha (\neq 0)$ tal que $z_t = \alpha' x_t \sim (d,b)$, $b > 0$. O vetor α é chamado de *vetor de co-integração*”.

Dessa forma, pode-se dizer que, ao se ajustar um modelo com duas variáveis e ambas forem integradas de ordem um, $I(1)$, significa que essas variáveis apresentam uma combinação linear ($d=b=1$) e como resultado os resíduos estimados dessa regressão são integrados de ordem zero, $I(0)$, ou seja, este último é estacionário; por conseguinte, as variáveis são co-integradas.

2.2.3 Teste de especificação do modelo

No intuito de testar a validade da forma funcional representada pela equação (9) foi realizado o teste RESET Ramsey. De acordo com VERBEEK (2002), a forma funcional adotada será viável se, dada a forma funcional alternativa:

$$Y_t = x_t' \beta + \alpha_2 \hat{Y}_t^2 + \alpha_3 \hat{Y}_t^3 + \dots + \alpha_Q \hat{Y}_t^Q + v_t \quad (12)$$

sendo Y_t uma variável dependente qualquer e $x_t' \beta$ a matriz de vetores das variáveis explicativas, aceita-se $H_0 : \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_Q = 0$ contra a hipótese alternativa de que pelo menos um dos coeficientes seja estatisticamente diferente de zero. Não rejeitando H_0 o termo de erro aleatório v_t segue uma distribuição normal multivariada denotada por $N(0, \sigma^2 I)$. A hipótese nula pode ser testada através do teste-F para $Q - 1$ graus de liberdade, sendo Q o número de parâmetros α associados às variáveis \hat{Y}_t na regressão auxiliar representada pela equação (12). Para realização do teste neste trabalho considerou-se $Q = 2$.

2.2.4 Fonte de dados

Os dados referentes às quantidades exportadas e valor das exportações foram obtidos do banco de dados estatísticos da *Food and Agriculture Organization* (FAO), para o período de 1980 a 2001. Os preços internos, o Índice Geral de Preços (IGP-DI), a produção interna e a renda real *per capita* foram obtidos do banco de dados estatísticos do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

3 Resultados e discussão

Os resultados do modelo especificado para estimativa da função de exportação brasileira de soja em grãos são apresentados na seguinte ordem: resultado dos testes de autocorrelação (teste ARCH), teste de especificação do modelo (RESET Ramsey), dos testes de raiz unitárias (teste aumentado de DICKEY e FULLER – ADF), de co-integração (teste de ENGLE e GRANGER – EG) e a função estimada. Todos os procedimentos foram executados usando o *software Eviews 3.0*.

O teste ARCH indicou que o modelo não é autocorrelacionado. O *p-valor* foi da ordem de 0,8473, ou seja, não se rejeita a hipótese de que α_p é igual a zero a 10% de probabilidade.

Outro ponto importante é que o teste RESET Ramsey mostrou que a forma funcional escolhida para especificação do modelo está correta, apresentando uma *estatística F* igual a 0,1164 e um *p-valor* igual a 0,8911, indicando que não se rejeita a hipótese de que α_Q é estatisticamente igual a zero a 10% de probabilidade.

Para testar a estacionariedade das séries estudadas, aplicou-se o teste ADF, apresentado na Tabela 1. Os resultados mostram que as variáveis analisadas são não-estacionárias em nível, isto é, possuem raiz unitária. Para a primeira diferença, as séries rejeitaram a hipótese de presença do problema de raiz unitária a 5% de probabilidade, exceto para a variável Pi_t , que apresentou um nível de significância de $\alpha = 1\%$. Desta forma, pode-se dizer que as variáveis são integradas de ordem um, $I(1)$, e é possível que sejam co-integradas.

TABELA 1. Resultados do teste ADF² para identificação de Raiz Unitária das séries anuais, no período 1980-2001

Séries	Defasagens ($\rho - 1$)	Em Nível		1ª diferença			Estatística		
		$\tau_{calculado}^1$	$\tau_{calculado}^1$	$\tau_{crítico}^{\alpha = 0,01}$	$\tau_{crítico}^{\alpha = 0,05}$	$\tau_{crítico}^{\alpha = 0,1}$			
S_t^x	1	-0,4193 ^(ns)	-4,2659 ^(**)	-4,5348	-3,6746	-3,2762			
Pe_t	1	-3,0239 ^(ns)	-4,2307 ^(**)	-4,5348	-3,6746	-3,2762			
Pi_t	1	-2,9603 ^(ns)	-4,7181 ^(*)	-4,5348	-3,6746	-3,2762			
E_t	1	0,7886 ^(ns)	-2,3709 ^(**)	-2,6968	-1,96	-1,6251			
R_t	1	0,8644 ^(ns)	-2,2826 ^(**)	-2,6968	-1,96	-1,6251			

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: (1) (*) significativo a 1%, (**) significativo a 5% e (ns) não significativo.

(2) O teste ADF para as séries S_t^x , Pe_t e Pi_t foi realizado considerando a presença de intercepto e de tendência, pois uma análise gráfica do comportamento das séries a presença de ambos.

Na Tabela 2, verifica-se que o teste EG é significativo, ou seja, (ε_t) é estacionário à de significância de $\alpha = 1\%$. Sendo assim, é possível afirmar que as séries analisadas para o segmento de soja em grãos são co-integradas, porque são integradas de mesma ordem, sendo $I(1)$, e os resíduos (ε_t) são integrados de ordem zero, $I(0)$.

TABELA 2. Resultado do teste de co-integração de ENGLE-GRANGER para os resíduos estimados por MQO, no período 1980 – 2001

Séries	Defasagens ($\rho - 1$)	Em Nível		1ª diferença			Estatística		
		$\tau_{calculado}^1$	$\tau_{calculado}^1$	$\tau_{crítico}^{\alpha = 0,01}$	$\tau_{crítico}^{\alpha = 0,05}$	$\tau_{crítico}^{\alpha = 0,1}$			
(ε_t)	0	-3,5409 ^(*)	-	-2,6889	-1,9592	-1,6246			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) significativo a 1%

Os coeficientes estimados (Tabela 3) mostram que o modelo foi bem ajustado aos dados, de forma que cerca de 71,63% das variações médias na variável dependente são explicadas pelas variáveis especificadas. O teste F foi significativo a 1%.

TABELA 3. Resultado da estimativa do MCE para exportação brasileira de soja em grãos, no período 1980 - 2001

$R^2 = 0,7163$ $P\text{-valor do teste } F = 0,0080$		$DW = 2,0892$	$Var. dependente = \Delta S_t^x$
Variável	Coefficiente	Estatística t	
Intercepto	-0,0390 ^(ns)	-0,3855	
K_t	0,1413 ^(ns)	0,4814	
$\Delta \log (Pe_t)$	2,117 ^(**)	2,5323	
$\Delta \log (Pi_t)$	-3,5914 ^(*)	-3,4569	
$\Delta \log (E_t)$	4,6672 ^(*)	3,0327	
$\Delta \log (R_t)$	-5,3210 ^(***)	-1,7596	
$K_t \Delta \log (Pe_t)$	2,6336 ^(ns)	1,2642	
(ε_{t-1})	-1,4700 ^(*)	-5,1127	

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) significativo a 1%, (**) significativo a 5%, (***) significativo a 10% e (ns) não significativo.

Analisando-se os resultados obtidos na Tabela 3, percebe-se que todos os parâmetros estão com sinais esperados. A variável *dummy* (K_t) não foi significativa, provavelmente pelo reduzido número de observações que representam o período de câmbio flutuante.

Desconsiderando-se o efeito da variável *dummy* na análise das elasticidades, observa-se que o preço externo, como esperado, apresentou relação positiva com as exportações. A resposta média para mudanças de 1% nessa variável foi de 2,12%. Isso revela que, em casos de expansão de demandas e incremento dos preços no mercado internacional, o mercado de soja em grãos apresenta condições favoráveis para incrementar a participação brasileira no mercado mundial.

A elasticidade estimada para o preço interno da soja em grãos foi expressiva e negativa, indicando que variação de 1% no preço interno gera variações médias de 3,59% na quantidade exportada de soja em grãos. Ou seja, no caso de qualquer mudança que provoque reação positiva nos preços internos, por exemplo, uma quebra de safra resultaria em redução das exportações e, caso contrário, uma mudança negativa nos preços internos resultaria em aumento das exportações em proporção relativa ao valor da elasticidade.

A taxa de câmbio também representou um fator importante para o estímulo às exportações de soja em grãos. O efeito de mudanças na taxa de câmbio real efetiva sobre as exportações foi de 4,6 e apresentou sinal positivo, significando que, quando a moeda doméstica sofre uma desvalorização de 1% com relação às moedas dos principais parceiros comerciais, as exportações são estimuladas, em média, de 4,6%.

A renda interna apresentou coeficiente de elasticidade igual a 5,3 e sinal negativo. Isso sugere que um crescimento na absorção interna, associado a um aquecimento da demanda agregada da economia, reduz as exportações de soja em grãos e uma contenção na demanda doméstica aumenta as exportações. A magnitude relativamente elevada desse coeficiente pode estar relacionada com a importância da soja na alimentação direta e indireta da população brasileira.

Os valores obtidos para as elasticidades mostram que, diante de variações nos fatores determinantes, as exportações brasileiras de soja em grãos reagem de forma mais que proporcional, uma vez que todos os coeficientes de elasticidades apresentaram valores maiores que a unidade.

BACCHI et al. (2002), estimando uma função de exportação para a soja brasileira, usando dados mensais, encontraram elasticidades para o preço interno de -3,90 e para o preço externo de 2,88, enquanto que as mesmas elasticidades para este trabalho, usando dados anuais, são, respectivamente, de -3,59 e 2,12. A contribuição deste trabalho em relação ao trabalho de BACCHI et al. (2002), está na atualização do período analisado, além de incluir variáveis *dummy* que

permitiram captar as variações nas exportações devido ao efeito da depreciação cambial ocorrida no período de câmbio flutuante, implementado a partir de janeiro de 1999. Além disso, ao realizar o teste RESET Ramsey, reforça-se a adequação da forma funcional MCE na estimativa de funções de exportação.

A elasticidade do parâmetro equilibrador de longo prazo foi de -1,47, significando que a discrepância entre o valor das elasticidades no curto e no longo prazo será corrigida na proporção de -1,47 a cada ano. O sinal negativo significa que, se o mesmo não estivesse contido no modelo, as elasticidades de longo prazo seriam superestimadas.

4 Conclusões

Os procedimentos realizados com o MCE mostraram-se eficientes na estimativa da função de exportação brasileira de soja em grãos. Dentre os problemas ocorridos, o mais relevante foi a não significância da variável *dummy*, devido ao reduzido número de observações e à impossibilidade de aumentá-los, uma vez que os dados analisados foram anuais. Provavelmente, trabalhando-se com dados mensais, seria possível captar melhor o impacto da política de câmbio flutuante sobre as exportações brasileiras de soja em grãos.

No período de 1980-2001, ocorreu uma substancial elevação da produção e da exportação brasileira de soja em grãos. As taxas geométricas de crescimento foram, respectivamente, de 4,22% e 15,49% ao ano, para a década de 1980 e 6,72% e 15,78% ao ano, para o período de 1990 a 2001. A perspectiva futura é favorável ao mercado exportador de soja em grãos, pois, tanto no cenário interno quanto no cenário externo foram criadas condições propícias à elevação das exportações de soja.

No cenário externo, os principais fatores são a expansão da demanda por soja não-transgênica, principalmente por parte do Mercado Comum Europeu e a substituição de componentes de origem animal, usados na ração de ruminantes, por proteínas de origem vegetal, devido ao surto epidêmico da *vaca louca*. O fator preocupante no cenário externo se pauta, basicamente, na retomada dos subsídios à produção agrícola instituída pela lei agrícola norte-americana de 13 de maio de 2002, denominada de *U.S Farm Security and Investment Act of 2002*.

No cenário interno, destacam-se o potencial produtivo, a tendência de elevação da oferta do produto no país e a consolidação da Lei Kandir, de setembro de 1996, que isentou do ICMS as exportações de produtos primários e semi-elaborados.

Nesse cenário global, além da conjuntura econômica brasileira marcada por recorrentes desvalorizações da moeda doméstica e baixo crescimento econômico, associada a uma baixa renda, é de se esperar que o desempenho exportador do país neste setor continue expressivo. A desvalorização da moeda doméstica é um fator importante, já que a sensibilidade das exportações em relação à taxa de câmbio foi alta e positiva. A baixa renda da população brasileira também estimula as exportações, haja vista a magnitude e sinal do parâmetro estimado.

Diante disso, recomenda-se prioridade a algumas políticas de incentivos à produção e medidas que aumentem a competitividade da soja brasileira, bem como políticas de fiscalização e controle do plantio de soja transgênica e a elaboração de uma campanha de *marketing* que promova a imagem da soja brasileira, no sentido de diferenciá-la no mercado externo.

5 Referências bibliográficas

ANUÁRIO DA AGRICULTURA BRASILEIRA - AGRIANUAL. São Paulo: Argos, 2002.

BACCHI, M. R. P.; BARROS, G. S. C.; BURNQUIST, H. L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**: texto para discussão nº 865. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 25 maio 2003.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. **Long-run economic relationship**: readings in cointegration. New York: Oxford University Press, 1991.

FAVA, V. L. Testes de raízes unitárias e co-integração. In: VASCONCELOS, M. A.; ALVES, D. (Coord.). **Manual de econometria**: nível intermediário. São Paulo: Atlas, 2000. p. 245-252.

FERREIRA, A. Funções de exportação do Brasil: estimativas para os principais mercados. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 8, n. 1, jul. 1998.

FONTES, R. M. O.; BARBOSA, M. L. efeitos da integração econômica do Mercosul e da Europa na competitividade das exportações brasileiras de soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 29, n. 4, out./dez. 1991.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS - FAO. Disponível em: <<http://apps.fao.org/page/collections?subset=agriculture>>. Acesso em: 20 abr. 2003.

GRIFFITHS, W.; HILL, C.; JUDGE, G. **Econometria**. São Paulo: Saraiva, 2000.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 20 abr. 2003.

ROCHA, L. E. Dinâmica das exportações brasileiras de soja em grão. In: XI CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 11., 2002, Passo Fundo. **Anais...** Passo Fundo: SOBER, 2002. 1 CD-ROM.

SILVA, A. F.; SANTOS, C. M.; SANTOS, M. L. Análise do comportamento do setor de soja em grão brasileiro - 1985 a 2000. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 11., 2002, Passo Fundo. **Anais...** SOBER, 2002. 1 CD-ROM.

VERBEEK, M. **A guide to modern econometrics**. New York: John Wiley & Sons, 2002.

ZINI JÚNIOR, A. A. Funções de exportação e importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 3, p. 615-662, dez. 1988.