

O *Pass-through* das Variações da Taxa de Câmbio para os Preços de Exportação de Soja

Gilberto J. Fraga*

Cíntia Silva Arruda**

Alexandre Florindo Alves***

José Luiz Parré****

Resumo: Este trabalho tem como objetivo estimar o coeficiente de *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil, no período compreendido entre 1994 a 2004. Para chegar aos resultados utilizou-se econometria de séries de tempo para mensurar os coeficientes de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação. O resultado revelou um grau de *pass-through* incompleto, da ordem de -0,34, indicando que a política cambial pode ocasionar impactos positivos sobre o volume das exportações, mas, não deve ser a única política de estímulo.

Palavras-chaves *Pass-Through*, Câmbio, Soja, Agronegócio.

Abstract: The objective of this work is to assess the pass-through coefficient of the exchange rate variations for the export prices of soybeans in Brazil, in the period comprised between 1994 and 2004. Time series econometrics was used in order to obtain the results to measure the pass-through coefficients of the exchange rate for the export prices. The result demonstrate a non-complete pass-through rate circa - 0,34, showing that exchange policy may cause positive impacts on the exportation amounts, however, it should not be the only motivation policy.

Keywords: Pass-Through, Exchange Rate, Soybeans, Agribusiness.

JEL Classification: C50, Q11

* Doutorando em Economia Aplicada, Universidade de São Paulo – PPGEA/USP. E-mail: gifraga@yahoo.com.br

** PCE/UEM. E-mail: cintia.arruda@caixa.gov.br

*** Professor Associado, Departamento de Economia – UEM. E-mail: afalves@uem.br

**** Professor Associado, Departamento de Economia – UEM. E-mail: jlparre@uem.br

Recebido em 06 de setembro de 2007. Aceito em 09 de janeiro de 2008.

1 Introdução

A década de noventa ficou marcada como um período de transformações intensas para a economia brasileira, configurando uma ruptura da trajetória até então observada. Dentre os fatos importantes que marcaram o período, observou-se a consolidação da liberalização e abertura comercial e financeira da economia brasileira.

Nesse contexto o Brasil retorna ao mercado financeiro internacional como recebedor de fluxos voluntários de capital. Essa estratégia de maior inserção internacional aprofunda-se com o Plano Real, em 1994, o qual, tendo como base uma estratégia de ancoragem cambial sustentada com o influxo de capitais financeiros de curto prazo, conseguiu reduzir as taxas inflacionárias brasileiras para a casa de apenas um dígito (CUNHA e VASCONCELOS, 2001). Se, por um lado, a valorização cambial que ocorreu concomitante ao Plano Real, auxiliou na estabilização dos preços, por outro afetou negativamente os setores que são vinculados direta ou indiretamente às exportações ou produtos *tradeables*. Segundo Portugal e Azevedo (2000), o efeito dessa valorização real do câmbio e da abertura comercial foi a criação de um grande desequilíbrio na balança comercial e no balanço de pagamentos em transações correntes.

No entanto, a redução dos fluxos de investimentos e capitais de curto prazo para países “emergentes” como o Brasil, e os sucessivos déficits na balança comercial fizeram com que o país abandonasse, em janeiro de 1999, o regime de bandas cambiais em uso, permitindo a livre flutuação do câmbio.

Neste cenário, o crescente interesse no desempenho das exportações brasileiras deu maior importância para os estudos que visam analisar a relação entre as variações na taxa de câmbio e os preços dos produtos *tradeables*, o chamado *pass-through* das mudanças na taxa de câmbio para os preços das exportações (TEJADA *et al.*, 2002).

Dada a importância do agronegócio para a economia brasileira, vários estudos são feitos buscando uma maior compreensão das variáveis que atingem diretamente o setor. De acordo com Cruz Jr. e Silva (2004), o agronegócio é um dos segmentos mais analisados no que se refere ao *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação, pois é um segmento tradicional, que representa de certa forma, as vantagens comparativas do Brasil na comercialização com o resto do mundo. Desse modo, estes estudos que analisam o efeito da taxa de câmbio sobre os preços de exportação são de extrema importância, pois discutem a competitividade das exportações brasileiras no mercado mundial.

Dentro do agronegócio um dos produtos bastante estudados e, que também, é objeto deste estudo é a soja. Essa cultura tem crescido muito nos últimos anos tanto em termos de expansão geográfica como produtividade, o que tornou o Brasil o segundo maior produtor mundial de grãos de soja. Para se ter uma melhor noção do peso da soja para a economia brasileira, no ano de 2005, o agronegócio teve uma participação de 36,9% na balança¹ comercial do Brasil e, dentro da balança comercial do agronegócio a soja em grãos registrou uma participação de 12,25%.

Neste contexto, ou seja, da influência do *pass-through* e da importância da soja, o objetivo deste trabalho é estimar o grau de *pass-through* da taxa de câmbio nos preços de exportação da soja diante das variações cambiais ocorridas a partir de julho de 1994 até dezembro de 2004.

Além desta introdução, este artigo está organizado em seis seções: ii) na segunda seção faz-se uma sucinta apresentação de alguns trabalhos empíricos sobre o mercado de soja; iii) a segunda seção apresenta uma discussão dos modelos teóricos de *pass-through*; iv) o modelo de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação; v) técnicas econométricas; vi) estimativas empíricas; e por fim as considerações finais.

2 Mercado da soja: estudos empíricos

Na literatura econômica sobre o mercado internacional da soja, encontra-se com frequência estudos empíricos que visam principalmente verificar os efeitos de variações na taxa de câmbio (R\$/US\$) sobre a competitividade desta *commodity* (soja).

Nesse sentido, Margarido; Turolla; Bueno (2004); Margarido; Fernandes; Turolla (2002) analisaram a transmissão de preços da soja entre o mercado mundial e o Brasil, para alcançar os objetivos foi utilizado econometria de séries de tempo. Os resultados encontrados mostraram que o Brasil pode ser considerado um tomador de preços no mercado internacional, considerando que a velocidade de ajuste dos seus preços em respostas a choque é maior que a verificada para os Estados Unidos.

Sampaio; Costa; Gunter (2003) analisaram o mercado mundial de soja nos anos 90, buscando constatar os efeitos da desvalorização da taxa de câmbio (R\$/US\$) sobre a competitividade do Brasil no

¹ Os dados da balança comercial brasileira e balança comercial do agronegócio foram obtidos junto a CONAB (www.conab.gov.br).

mercado internacional. Os resultados preliminares encontrados pelos autores sugerem que a desvalorização cambial ocorrida depois da adoção do regime de câmbio flutuante contribuiu para aumentar a parcela do Brasil no mercado internacional da soja.

Moraes e Almeida (2001) analisaram a formação de preços doméstico da soja, captando a influência dos três primeiros vencimentos da *Chicago Board Trade* (CBOT) sobre os preços da soja ocorridos internamente da safra para a entre safra, no período compreendido entre 1999 e 2001. De acordo com os resultados encontrados por estes autores, as variações das CBOT impactam da mesma forma o mercado interno, independente do período considerado (safra ou entressafra), devido ao fato dos preços relativos favorecerem a exportação do grão.

Também, analisando os impactos da política cambial sobre os preços pagos e recebidos pelos produtores durante os anos 90, Cunha e Vasconcelos (2001) apontam que as condições macroeconômicas, em particular aquelas relacionadas à taxa de câmbio, não foram favoráveis ao setor. No entanto, os autores encontraram evidências de que ganhos de produtividade da cultura amenizaram tais impactos.

3 O *pass-through* da taxa de câmbio: modelos teóricos

Estudar o *pass-through* da taxa de câmbio geralmente consiste em analisar os efeitos das mudanças das taxas de câmbio sobre um dos seguintes itens: (1) preços aos consumidores; (2) investimentos; (3) volumes de comércio e (4) preços das importações e exportações.

Desta forma, o foco do estudo do presente artigo é sobre o tópico (4) e, mais especificamente, sobre o *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços das exportações da *commodity* soja. Conforme Ferreira (2000), as duas explicações geralmente propostas na literatura econômica para o *pass-through* incompleto de variações nas taxas de câmbio para os preços dos produtos *tradeables* são: a chamada abordagem das elasticidades, formulada nos anos 50, e os modelos de concorrência imperfeita, surgidos a partir da segunda metade dos anos 80.

3.1 A abordagem das elasticidades

De acordo com a literatura econômica o efeito da desvalorização cambial de uma moeda é a redução dos preços relativos em moeda

estrangeira, o que implica dadas às demais condições, maior competitividade do produto nacional no mercado externo.

Sob os pressupostos desta abordagem, o grau de *pass-through* para os preços das exportações aumentará quanto maior for a elasticidade da demanda e menor for a elasticidade de oferta (CRUZ JR. e SILVA, 2004; TEJADA *et al.*, 2002). Mais especificamente, quando os exportadores enfrentam uma curva de demanda perfeitamente elástica, uma mudança na taxa de câmbio não desvia o preço das exportações em moeda doméstica com respeito ao preço estrangeiro, quando expresso numa moeda comum. Desta forma, o *pass-through* será completo, porque o preço em moeda doméstica das exportações deverá se mover na mesma proporção que a taxa de câmbio; portanto, expressando de maneira formal, temos o *pass-through* completo medido através das seguintes equações:

$$\eta_x = \frac{qx}{p^* x} \quad (1)$$

$$\tau_x = \frac{qx}{px} \quad (2)$$

onde x = exportações; q = taxa de variação na quantidade; p = taxa de variação no preço doméstico; p^* = taxa de variação do preço no resto do mundo;² η_x = elasticidade-preço da demanda por exportações e τ_x = elasticidade-preço da oferta de exportações.

Definimos:

$$px = e + p^* x \quad (3)$$

onde e = variação na taxa de câmbio, definida pelo número de unidades da moeda doméstica que podem ser trocadas por uma unidade de moeda estrangeira.

Reescrevendo a equação (1), tem-se:

$$qx = -\eta_x(p^* x) \quad (4)$$

Substituindo as equações (3) e (4) na equação (2), tem-se:

² O símbolo asterisco (*) será sempre utilizado para definir as variáveis para o resto do mundo, ou equivalente ao estrangeiro.

$$\tau_x = \frac{-\eta_x (p^* x)}{e + p^* x} \quad (5)$$

De onde se pode, então, obter a seguinte expressão para a taxa de variação no preço das exportações em moeda estrangeira, ou seja:

$$p^* x = \left[\frac{-\tau_x}{\eta_x + \tau_x} \right] e \quad (6)$$

A expressão entre colchetes mede o impacto das variações na taxa de câmbio sobre o preço das exportações em moeda estrangeira, expressando assim, o coeficiente de *pass-through*. Algumas situações são possíveis:

a) coeficiente de *pass-through* é dito completo ($p^*x = -1$) se:

- i) $\eta_x = 0$; ou
- ii) $\tau_x = \infty$

b) o coeficiente de *pass-through* é dito incompleto se $-1 < \left[\frac{\tau_x}{\eta_x + \tau_x} \right] < 0$;

e

c) o coeficiente de *pass-through* é dito nulo ($p^*x=0$) se:

- i) $\tau_x = 0$
- ii) $\eta_x = \infty$

Como os casos (a) e (c) são extremos, o mais provável é que aconteça o caso (b), em que apenas uma parte da variação na taxa de câmbio é repassada para o preço dos produtos de exportados.

Tejada *et al.* (2002), com base em Menon, afirma que existem alguns problemas associados com a medida do *pass-through* baseada unicamente nas elasticidades da oferta e da demanda. Em primeiro lugar, a referida abordagem não fornece informação sobre o *timing* da resposta dos preços às mudanças na taxa de câmbio. Em segundo, ignora o que está por trás da resposta das empresas exportadoras em diferentes países. A resposta das empresas exportadoras depende de questões de organização industrial e de tecnologia da indústria sob estudo.

3.2 Estruturas de mercado e características dos produtos

Explicações teóricas para os modelos de *pass-through* incompleto, têm buscado nas teorias de organização industrial argumento para sustentar importância do papel das estruturas de mercado na

determinação do comportamento das firmas, quando se refere à fixação de preços nos mercados externos (FERREIRA, 2000). O modelo de Fischer (1989) é freqüentemente citado como referência clássica na literatura pertinente.

Em condições de concorrência imperfeita, as regras para determinação dos preços levam em consideração a possibilidade de que as firmas encontram-se na posição de fixar um *mark-up* sobre os custos. Então, faz-se necessário analisar como esse *mark-up* acima do custo marginal varia em resposta a uma variação na taxa de câmbio.

Segundo Tejada *et al.* (2002), a literatura tem avançado em dois fatores: o primeiro tem a ver com grau de substituição entre o bem importado e o bem produzido internamente, como determinado pelo grau de diferenciação do produto; o segundo tem a ver com grau de integração ou separação do mercado. Dessa forma, quanto menor for o grau de substituição entre esses bens, e quanto menor for o grau de integração do mercado em consideração, maior será o poder de mercado dos vendedores.

O modelo básico proposto por Dornbusch (1987) baseia-se em algumas hipóteses como: a tecnologia utilizada é linear, e o trabalho é o único insumo utilizado. "Unit labor costs, w and w^* , are given in home and foreign currency, respectively" (DORNBUSCH, 1987; p. 95). Os produtos produzidos domesticamente e no resto do mundo são substitutos perfeitos e as firmas se comportam como num modelo de Cournot.

Já o modelo de Fischer (1989), segue os pressupostos do modelo de concorrência de Bertrand e, as firmas estrangeiras produzem para os mercados doméstico e estrangeiro, mas não praticam discriminação de preços.

Dada a função de demanda inversa do resto do mundo, definida como $P = f(Q^*)$ (P^* = preço do resto do mundo e Q^* = quantidade demandada do resto do mundo) as firmas domésticas e estrangeira procuram maximizar suas respectivas funções de lucro definida como:

$$\pi = f(Q^*)eQ - wQ \quad (7)$$

$$\pi^* = f(Q^*)Q^* - w^* Q^* \quad (8)$$

Em que π representa o lucro, e é a taxa de câmbio como definida anteriormente; e , w o custo unitário de produção.

Depois de fazer a resolução do problema para a maximização das

funções de lucro e de algumas manipulações algébricas, pode-se chegar a:³

$$\frac{P^*}{e} = - \begin{pmatrix} n \\ N^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} w \\ eP^* \end{pmatrix} \quad (9)$$

Em que n e n^* são, respectivamente, o número de produtores domésticos e estrangeiros exportando para o resto do mundo.

O coeficiente de *pass-through* dependerá, desta forma, dos dois termos do lado direito da equação (9), segundo Cruz Jr. e Silva (2004), quando ambos os termos são menores que um, a desvalorização cambial resulta em uma redução menos que proporcional no preço do produto exportado medido em moeda estrangeira. “Essa redução no preço será tanto menor quanto menor for a participação das firmas domésticas no mercado do resto do mundo (...) e quanto menos competitivo for o setor (...)” (FERREIRA, 2000; p. 255).

4 O modelo de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços das exportações

A seguir apresenta-se o modelo desenvolvido por Ferreira (2000), o qual para estimar empiricamente o coeficiente de *pass-through* parte de um modelo de *mark-up* como na equação (10):

$$P_x^* = (1 + \lambda) \left(\frac{CP}{e} \right) \quad (10)$$

em que P_x^* é o preço das exportações medido em moeda estrangeira; CP o custo de produção; e é a taxa de câmbio; e λ o *mark-up*. Este último pode ser definido, também, como variando conforme a pressão competitiva mundial, de modo que:

$$(1 + \lambda) = \left[\frac{P_w}{\left(\frac{CP}{e} \right)} \right]^\alpha \quad (11)$$

³ Para maiores detalhes das manipulações algébricas para se chegar à equação (9) ver Ferreira (2000).

sendo $[P_w / (CP/e)]$ uma *proxi* da pressão competitiva *gap* entre os preços das exportações mundiais e o custo de produção do exportador, medido em moeda estrangeira (CP/e) .

Combinando as equações (10) e (11):

$$P_x^* = \left[\frac{P_w}{CP/e} \right]^\alpha \left(\frac{CP}{e} \right) = P_w^\alpha \left(\frac{CP}{e} \right)^{1-\alpha} \quad (12)$$

Aplicando logaritmo natural de ambos os lados de (12),

$$\ln P_x^* = (1 - \alpha) \ln \left(\frac{CP}{e} \right) + \alpha \ln(P_w) \quad (13)$$

Considerando uma versão não restrita da equação⁴ (13), no qual não se faz necessário que a soma dos coeficientes das variáveis explicativas seja igual a um, tem-se que:

$$\ln P_x^* = \phi_0 + \phi_1 \ln(CP) + \phi_2 \ln(e) + \phi_3 \ln(P_w) \quad (14)$$

O parâmetro ϕ_2 da equação (14) é o coeficiente de *pass-through* a ser estimado. Este coeficiente pode apresentar-se nas formas descritas anteriormente após a definição da equação (6). Se $\phi_2 = 0$, isto é, quando o *pass-through* é nulo, as mudanças cambiais afetam apenas as margens de lucro dos exportadores, sem ter impacto sobre a “competitividade” das exportações nacionais. Ao contrário, quando $\phi_2 = -1$, isto é, quando *pass-through* é completo, as mudanças na taxa de câmbio serão transmitidas integralmente para o preço em moeda estrangeira dos produtos exportados, afetando desta forma, a “competitividade” da produção doméstica no mercado mundial. A outra situação possível, $-1 < \phi_2 < 0$, o *pass-through* será incompleto.

4.1 Dados

Para estimação do modelo apresentado na equação (14) foram utilizados os dados obtidos junto ao IPEADATA (*site*) e ABIOVE. P_w representa a série de preços internacional da soja, a variável P_x^* foi

⁴ Maiores detalhes, ver Ferreira (2000), páginas 258-259.

utilizado índice de preços de soja FOB-Paranaguá. Como *proxi* para o custo de produção (CP) foi utilizado o índice de preços de atacado para lavouras de exportação (IPA-OG). A variável e foi obtida a partir da taxa de câmbio nominal real/dólar para a compra no fim do período. Todas as variáveis possuem periodicidade mensal. O período definido para análise começa em julho de 1994 e termina em dezembro de 2004.

5. Procedimentos econométricos

5.1 Co-integração

Quando se verificam regressões em que as variáveis da série temporal utilizada são não estacionárias, ou seja, suas médias e suas covariâncias mudam ao longo do tempo, a análise de cointegração pode ser apropriada para realizar a estimação e interpretação.

Normalmente séries que não são estacionárias em nível podem se tornar estacionárias na primeira diferença. Processo estacionário na primeira diferença também é conhecido com processo integrado de ordem 1, ou I(1). Em geral, processos cointegrados são I(d) com $d \neq 0$, seguindo um caminho aleatório, as estatísticas dos testes t e F não são confiáveis, já que esta regressão provavelmente é espúria.

Um exemplo que pode ser utilizado para demonstrar um processo de regressão espúria e estacionário na primeira diferença é:

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde $\hat{\varepsilon}_t$ é independente e identicamente distribuído (i.i.d.) com média zero e variância s^2 . Embora $E[x_t] = 0$ para todo t , $\text{Var}[x_t] = Ts^2$ não é invariante no tempo, então x_t não tem uma covariância estacionária. Porque $Dx_t = x_t - x_{t-1} = \hat{\varepsilon}_t$ e $\hat{\varepsilon}_t$ não tem covariância estacionária, x_t é estacionário na primeira diferença.

Considere o modelo:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

Mantendo a suposição de que $E[e_t] = 0$

Pode ser que uma combinação linear entre as variáveis seja estacionária. Rearranjando tem-se,

$$\varepsilon_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t \quad (16)$$

Caso for verificado que ε_t é estacionária ou $I(0)$, pode-se dizer que Y_t e X_t são co-integradas. Assim, os dados da regressão podem não ser espúrios, e os testes t e F podem ser válidos, ou seja, pode-se estimar consistentemente os parâmetros b_0 e b_1 usando MQO.

Se Y_t e X_t são independentes e seguem um caminho aleatório e $b_1 = 0$, não há relação entre Y_t e X_t , e a regressão é espúria.

Desde que DY_t e DX_t tem covariância estacionária, uma simples regressão de DY_t em DX_t parece ser uma alternativa viável. Contudo, se Y_t e X_t são cointegrados, como definido anteriormente, a simples regressão de DY_t e DX_t é especificado erroneamente.

Se Y_t e X_t são $I(1)$ e $b_1 \neq 0$, ε_t pode ser $I(0)$ ou $I(1)$. O caso mais interessante é quando $\varepsilon_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t$ é $I(0)$. Neste caso Y_t e X_t são ditos cointegrados. Duas variáveis são cointegradas se cada uma delas é um processo $I(1)$ mas uma combinação linear delas é um processo $I(0)$.

Com variáveis co-integradas, pode-se aceitar a hipótese de que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. O que pode ocorrer de acordo com Gujarati (2000), é que estas variáveis tenham no curto prazo de um desequilíbrio. O que se pode fazer é denominar ε_t como erro de equilíbrio, e a partir deste ligamos o comportamento das variáveis no curto e no longo prazo. E, este método ficou conhecido como modelo de correção do erro (VEC), o qual corrige quanto ao desequilíbrio (ENDERS, 1995).

5.2 Vetor de Correção do Erro (VEC)

Considerando um modelo Var com p lags:

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \hat{E}_t \quad (17)$$

Onde y_t é um vetor de variáveis $K \times 1$, v é um vetor de parâmetros $K \times 1$, A_1 até A_p são matrizes de parâmetros $K \times K$, e \hat{E}_t é um vetor da perturbação $K \times 1$. \hat{E}_t tem média 0, covariância igual a matriz Σ , e é i.i.d. e normal ao longo do tempo. Qualquer VAR(p) pode ser reescrito como um VEC.

Usando álgebra, reescreve-se a equação anterior como:

$$\Delta y_t = v + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Onde $\Pi = \sum_{j=1}^{p-1} A_j - I_k$ e $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p-1} A_j$. Tem-se que v e \hat{E} nas duas

equações acima são idênticas.

Se as variáveis y_t são $I(1)$ a matriz Π tem posto $0 \leq r < K$, onde r é o número de vetores cointegrante linearmente independentes. Se as variáveis cointegradas, $0 < r < K$ e (18) mostra que um VAR na primeira diferença é especificado erroneamente porque ele omite defasagens no termo Πy_{t-1} .

Assumindo que Π tem reduzido o posto $0 < r < K$ então, pode ser expresso como $P = \alpha\beta'$, onde α e β são matrizes $K \times r$ de posto r . Sem mais restrições, o vetor de cointegração não é identificado: os parâmetros (α, β) são indistinguíveis dos parâmetros $(\alpha Q, \beta Q^{-1})$ para qualquer $r \times r$ matriz não singular matriz Q . Desde que apenas o posto de P é identificado, o VEC é dito para identificar o posto de espaço de cointegração, ou equivalentemente, o número de vetores cointegrantes. Na prática, a estimação dos parâmetros de um VEC requer como restrição a identificação do r^2 mínimo.

O VEC em (18) também apresenta dois casos especiais. Se as variáveis em y_t é $I(1)$ mas não cointegrado, Π é uma matriz de zeros, e então tem posto 0. Se todas as variáveis são $I(0)$, Π tem posto completo K .

Há diferentes métodos para estimação e inferência em sistemas cointegrados, neste trabalho utilizaremos o método de Johansen.

6 Estimativas empíricas

Com o objetivo de verificar o número de defasagens necessárias para eliminar a autocorrelação nos resíduos dos testes de raiz unitária nos demais procedimentos aplicados, apresenta-se a tabela 1. Neste trabalho, chega-se à escolha do número de defasagens (*lag*) de acordo com três critérios: *Akaike information criterion*; *Hannan-Quinn information criterion*; *Scharz's Bayesian information criterion*. Os resultados são apresentados na tabela abaixo:

Tabela 1. Resultado do teste de seleção de defasagem

Variável	Defasagem (lag)	AIC	HQIC	SBIC
$\ln(p_x)$	0	1,3612	1,3699	1,3828
	1	-2,1990	-2,1814	-2,1557
	2	-2,556*	-2,5293*	-2,4908*
$\ln p_a$	0	1,0264	1,0352	1,0480
	1	-2,0293	-2,0117	-1,9860
	2	-2,527*	-2,5013*	-2,4616*

Desta forma, ambas as séries foram consideradas integradas de ordem I(1), pois foi necessária a aplicação de uma diferença de ordem um para torná-las estacionárias. Como já foi constatado anteriormente, as variáveis são integradas I(1), portanto realiza-se o teste de co-integração de Johansen para saber se as variáveis possuem relacionamento de longo-prazo, para realizar tal procedimento utilizou-se a estatística λ_{trace} e máximo autovalor ($\lambda_{\text{máx}}$).

De acordo com a Tabela 4 abaixo pode-se verificar que a hipótese nula não foi rejeitada, ou seja, há dois vetores de co-integração no modelo. Sendo que isto pode ser verificado observando na tabela 4, onde o valor crítico tabelado das variáveis é menor que seu respectivo valor calculado, logo, rejeita-se a hipótese nula de não existência de dois vetores de cointegração no modelo em consideração.

Tabela 4. Resultados do teste de co-integração de Johansen para a estatística $-\lambda_{\text{trace}}$ e $\lambda_{\text{máx}}$, variáveis $\ln px$, $\ln pa$, $\ln e$ e $\ln pw$.

H ₀	H ₁	Eigenvalue	Trace		máximo	
			estatística	valor crítico 5%	estatística	valor crítico 5%
Rank = r	Rank > r					
0	0	–	78,2539	47,21	37,3361	27,07
1	1	0,24964	40,9178	29,68	29,4061	20,97
2	2	0,20244	11,5117**	15,41	8,5638**	14,07

Fonte: dados do trabalho a partir do STATA.

Notas: ** Significativo em nível de 5%

De acordo com o presente modelo analisado, percebe-se que o teste de co-integração de Johansen, tanto pela estatística trace (λ_{trace}) ou máximo autovalor ($\lambda_{\text{máx}}$), apresenta a existência de um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM).

Tabela 5. Resultados da estimativa VEC. Período: 1994:06-2004:12

Variável	Coefficiente
$\ln px$	–
$\ln [pa(-1)]$	-0,0804ns (-0,97)
$\ln [e(-1)]$	0,3386* (4,35)
$\ln [pw(-1)]$	0,1449ns (1,52)
Constante	0,0004 ns (0,09)

Fonte: Dados da pesquisa – STATA.

Notas: * significativo a 1%; ns) não significativo;

Como o VEC foi estimado na forma de log, os coeficientes estimados para as variáveis são diretamente iguais às suas elasticidades. Pode-se verificar que apenas a variável ϵ foi estatisticamente significativa, o que já atende a proposta do presente trabalho.

Verifica-se que o coeficiente de *pass-through* de curto prazo estimado para o preço da soja foi incompleto ($-1 < \phi_2 = -0,34 < 0$). O que significa dizer que o efeito de uma desvalorização cambial na demanda por exportações é limitado.

Portanto, estatisticamente o resultado para o coeficiente de *pass-through* esta em sintonia com o mercado da soja, considerando que o Brasil de acordo com Margarido; Turolla; Bueno (2004) é visto como tomador de preços. Segundo Cruz Jr. e Silva (2004), quando se trabalha com produtos agropecuários como é o caso da soja, este resultado já era esperado já que este produto possui demanda inelástica, ou seja, uma variação no preço internacional resulta em uma variação menos que proporcional na quantidade demandada. Então, a parcela de mercado de um país na exportação mundial de determinados produtos não deve ser analisada como fator mais importante na determinação do preço do produto. Outros fatores, como a diferenciação dos produtos, também podem exercer forte influencia na determinação do preço de exportação.

Já de acordo com Ferreira (2000), quando se tem um coeficiente de *pass-through* incompleto ocorre que as variações na taxa de câmbio tendem a refletir em variações nos preços em moeda doméstica e, portanto, nas margens de lucro dos exportadores. Deste modo, em períodos de desvalorização cambial, os exportadores brasileiros conseguem aumentar suas margens de lucro, enquanto em períodos de apreciação cambial, são forçados a cumprirem suas margens.

Nessa mesma linha, para Tejada *et al.* (2003), o baixo coeficiente de *pass-through* implica que desvalorizações da taxa de câmbio não se traduzem em significativos ganhos de competitividade uma vez que não reduzem significativamente os preços das exportações em dólares. Isso porque o Brasil não apresenta controle sobre os preços da soja no mercado mundial, ou seja, é um tomador de preços conforme o Margarido; Turolla; Bueno (2004); Margarido; Fernandes; Turolla (2002).

Desta forma, segundo os autores citados, apenas políticas de desvalorização da taxa de câmbio podem não ser o melhor caminho para aumentar as exportações de soja. Todavia, uma desvalorização cambial pode ter impacto positivo sobre o volume das exportações.

Já no longo prazo, pôde ser constatado que o coeficiente de *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja é nulo, afetando apenas a margem de lucro, mas não a competitividade. Esse resultado de longo prazo, está de acordo com os resultados encontrados por Kannebley (2000).⁵

7 Considerações finais

Este trabalho investigou o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja em grão. Após as estimações econômicas foi possível constatar que o coeficiente de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja brasileira é incompleto. O valor encontrado foi igual a -0,34 e, pode ser considerado como um coeficiente em linha com os coeficientes encontrados em outros trabalhos.

O resultado esta em consonância com a estrutura de mercado do segmento soja, tendo em vista que o Brasil possui um *market share* significativo no mercado internacional por ser o segundo maior produtor do mundo, e mesmo assim, ainda não se encontra na posição de líder na formação de preços. Em suma, o resultado encontrado no trabalho demonstra que quando o câmbio se deprecia ou aprecia uma parte dessa variação é repassada para o *mark-up*. Ou seja, os vendedores num momento de depreciação cambial expandem seus lucros e quando há uma apreciação serão obrigados a comprimirem os lucros, arcando com o preço das oscilações na taxa de câmbio.

Por fim, considerando o regime de câmbio flutuante e o grau de *pass-through* encontrado neste estudo, sugere-se que políticas alternativas de estímulo as exportações dessa *commodity* devem ser exploradas.

Referências

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE ÓLEOS VEGETAIS (ABIOVE). *Cotações do Complexo Soja*. São Paulo. 2005. Disponível em: <www.abiove.com.br> Acesso em: 5/dez/2005.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). *Indicadores Agropecuários*. 2005. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br>> Acesso em: 21/nov/2005.

CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. *Pass-through* da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: *Anais do XLII Congresso brasileiro de economia e sociologia rural* (SOBER), 2004, Cuiabá-MT.

⁵ Kannebley (2000) estimou o coeficiente de *pass-through* para vários setores da economia.

CUNHA, M. S.; VASCONCELOS, M. R. Impactos da política cambial sobre os preços pagos e recebidos pelos agricultores. In: *Anais do XXXIX Congresso brasileiro de economia e sociologia rural* (SOBER), 2001, Recife-PE.

DORNBUSCH, R. Exchange rate and prices. *American Economic Review*. v. 77, n.1, 1987.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. 1. ed. New York: John Wiley & Sons, 1995.

FERREIRA, A. *Pass-through da taxa de câmbio: modelos teóricos e evidências empíricas para as exportações brasileiras de manufaturados*. In: FONTES, R; ARBEX, M. (eds). *Economia Aberta: ensaios sobre fluxos de capitais, câmbio e exportações*. Viçosa: Editora UFV, 2000.

FISCHER, E. A model of exchange rate *pass-through*. *Journal of International Economics*, v. 26, 1989.

GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. São Paulo: MAKRON Books, 2000.

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 03/nov/2005.

KANNEBLEY, JR. S. Exchange rate *pass-through*: uma análise setorial para as exportações brasileiras (1984-1997). *Economia Aplicada*, v. 4, n. 3, 2000.

MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; BUENO, C. R. F. *The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade*. In: XXXII Encontro Nacional de Economia (ANPEC). João Pessoa – PB. 2004.

MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M.; TUROLLA, F. A. Análise da formação de preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil. *Agricultura em São Paulo*. v. 49, p. 71-85, 2002.

MORAES, M.; ALMEIDA, A. N. *Formação do preço doméstico da soja: Considerações do 1º, 2º e 3º vencimento da CBTO sobre o mercado físico brasileiro*. In: XXXVIII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. Recife, 2001.

PORTUGAL, M. S.; AZEVEDO, A. F.Z. Abertura comercial e Política econômica no Plano real, 1994-1999. In: FONTES, R; ARBEX, M. (eds). *Economia Aberta: ensaios sobre fluxos de capitais, câmbio e exportações*. Viçosa: Editora UFV, 2000.

SAMPAIO, L. M. B.; COSTA, E. F.; GUNTER L. *Brazil's Floating Exchange Rate Regime and Competitiveness in the World Soybean Market*. In: *Agricultural Policy Reform and the WTO: Where Are We Heading?* Capri – Italia. 2003.

TEJADA, C. A.; FRITZ FILHO L. F.; COSTA, T.V. M. *O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços das exportações de produtos agropecuários do Rio Grande do Sul*. 2002. Disponível em: < www.upf.tche.br/cepeac/download/TD052002.pdf > Acesso: em 05/ago/2005.