



**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](mailto: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.*



## **O PASS-THROUGH DAS VARIAÇÕES DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DE SOJA**

**GILBERTO JOAQUIM FRAGA; CINTIA DA SILVA ARRUDA; ALEXANDRE FLORINDO ALVES; JOSÉ LUIZ PARRÉ;**

**UEM**

**MARINGÁ - PR - BRASIL**

**jlparre@uem.br**

**APRESENTAÇÃO SEM PRESENÇA DE DEBATEDOR**

**COMÉRCIO INTERNACIONAL**

## **O PASS-THROUGH DAS VARIAÇÕES DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DE SOJA**

**Grupo de Pesquisa: Comércio Internacional**

### **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, observa-se, o início 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 as exportações ou produtos *tradeables*. Segundo Portugal e Azevedo (2000), o efeito dessa valorização real do câmbio e da abertura comercial foi a criação de uma 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 setores mais analisados no que se refere ao *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação, pois este é um setor 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 segmentos bastante estudado e, que também, é objeto deste estudo é o segmento 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, até outubro de 2005, o agronegócio teve uma participação de 37,48% na balança<sup>1</sup> comercial do Brasil e, dentro da balança comercial do agronegócio a soja em grãos registrou uma participação de 13,17%.

Neste contexto, 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 após a criação do plano real, a partir de janeiro de 1994 até dezembro de 2004.

Além desta introdução este artigo está organizado em cinco seções a saber: ii) na segunda seção será apresentada uma breve discussão dos modelos teóricos de *pass-through*; iii) o modelo de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação; iv) técnicas econométricas; v) resultado; vi) considerações finais.

## 2. 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.

### 2.1 A abordagem das elasticidades

<sup>1</sup> Os dados da balança comercial brasileira e balança comercial do agronegócio foram obtidos junta a CONAB ([www.conab.gov.br](http://www.conab.gov.br)).

De acordo com a literatura econômica o efeito de uma 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)]. Mas 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<sup>2</sup>;  $\eta_x$  = elasticidade-preço da demanda por exportações e  $\tau_x$  = 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:

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

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

<sup>2</sup> Como de praxe, o símbolo asterisco (\*) será sempre utilizado para definir as variáveis para o resto do mundo, ou equivalente ao estrangeiro.

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

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 esta 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.

## 2.2 Estruturas de mercado e características dos produtos

Explicações teóricas para os modelos de *pass-through* incompleto, tem 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  $\pi$  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<sup>3</sup>:

$$\frac{P^*}{e} = -\left(\frac{n}{N^*}\right)\left(\frac{w}{eP^*}\right) \quad (9)$$

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].

### 3. 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  $\lambda$  o *mark-up*. Este último pode ser definido, também, como variando conforme a pressão competitiva mundial, de modo que:

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

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

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):

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

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 equação<sup>4</sup> (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  $\phi_2$  da equação (14) é o coeficiente de *pass-through* a ser estimando. 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 contrario, 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.

### 3.1 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 utilizado índice de preços 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

<sup>4</sup> Maiores detalhes, ver Ferreira (2000), paginas 258-259.

periodicidade mensal. O período definido para análise começa em janeiro de 1994 e termina em dezembro de 2004.

#### 4. TÉCNICAS ECONÔMICAS

##### 4.1 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:

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

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

Considere o modelo:

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

Mantendo a suposição de que  $E[\epsilon_t] = 0$

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

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

Caso for verificado que  $\epsilon_t$  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  $\beta_0$  e  $\beta_1$  usando MQO.

Se  $Y_t$  e  $X_t$  são independentes e seguem um caminho aleatório e  $\beta_1 = 0$ , não há relação entre  $Y_t$  e  $X_t$ , e a regressão é chamada espúria.

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



Se  $Y_t$  e  $X_t$  são  $I(1)$  e  $\beta_1 \neq 0$ ,  $\varepsilon_t$  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 um desequilíbrio. O que se pode fazer é denominar  $\varepsilon_t$  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 mecanismo de correção do erro (MCE), o qual corrige quanto ao desequilíbrio.

#### 4.2 Mecanismo de Correção do Erro (MCE)

Considerando um modelo Var com  $p$  lags:

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

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  $\varepsilon_t$  é um vetor da perturbação  $K \times 1$ .  $\varepsilon_t$  tem média 0, covariância igual a matriz  $\Sigma$ , e é i.i.d. e normal ao longo do tempo. Qualquer VAR( $p$ ) pode ser reescrito como um MCE.

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  $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$ . Tem-se que  $v$  e  $\varepsilon$  nas duas equações acima são idênticas.

Se as variáveis  $y_t$  são  $I(1)$  a matriz  $\Pi$  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  $\Pi y_{t-1}$ .

Assumindo que  $\Pi$  tem reduzido o posto  $0 < r < K$  então que isto pode ser expressado como  $\Pi = \alpha\beta'$ , onde  $\alpha$  e  $\beta$  são ambas matrizes  $K \times r$  de posto  $r$ . Sem mais restrições, o vetor de cointegração não é identificado: os parâmetros  $(\alpha, \beta)$  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  $\Pi$  é identificado, o MCE 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 MCE requer como restrição a identificação do  $r^2$  mínimo.

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

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

## 5. RESULTADOS

Inicialmente realiza-se o teste de raiz unitária nas variáveis analisadas para definir qual deveria ser o método mais apropriado para a análise.

Os resultados são apresentados na tabela abaixo:

**Tabela 1 – Teste ADF de raiz unitária, 1994 – 2004.**

Variáveis em nível			Variáveis em primeira diferença		
Variável	Estatística do Teste	p-value	Variável	Estatística do Teste	p-value
Ln (Px)	-1,562	0,5029	Ln (Px)	-10,611	0,0000
Ln (ipa)	-1,547	0,5153	Ln (ipa)	-6,512	0,0000
Ln (e)	-1,556	0,5058	Ln (e)	-12,674	0,0000
Ln (Pw)	-1,639	0,4626	Ln (Pw)	-9,320	0,0000

Fonte: Resultados do estudo.

Todas as séries apresentaram uma raiz unitária, desta forma não foram estacionárias em nível<sup>5</sup>, a seguir foi realizado o teste de ADF e P-Perron para a primeira diferença no qual todas as variáveis foram estacionárias, ou seja, todas são I(1).

A partir de então utilizamos o Teste de Cointegração de Johansen o qual indicou a presença de vetores cointegrantes nas séries.

A tabela 2 a seguir apresenta os resultados do modelo estimado pela equação (14), através da metodologia MCE (Johansen).

**Tabela 2 – Resultados da estimativa por MCE, 1994-2004.**

Variável	Coefficientes
Ln (Px)	0,603956* (0,226173)
Ln (IPA)	0,222106 <sup>ns</sup> (0,393879)
Ln (e)	-0,394180* (0,646418)
Ln (pw)	-0,064561 <sup>ns</sup> (0,166689)

Fonte: Resultados do estudo.

Notas: \*significativo a 1% ; ns= não significativo.

O número de defasagens utilizadas para se estimar o MCE na tabela 2 foi igual a dois. Como o MCE foi estimado na forma de log, os coeficientes estimados para as variáveis são diretamente iguais às suas elasticidades.

Pode-se verificar que apenas as variáveis Px e e foram estatisticamente significativas, o que atende a proposta do presente trabalho.

<sup>5</sup> Pelo teste de raiz unitária de Phillips-Perron as variáveis também não foram estacionárias em nível.

Verifica-se que o coeficiente de *pass-through* de curto prazo estimado para o preço da soja foi incompleto ( $-1 < \phi_2 = -0,39 < 0$ ). O que significa dizer que o efeito de uma desvalorização cambial na demanda por exportações é limitado.

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 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 influência 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.

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.

Desta forma, ainda segundo os autores citados, apenas políticas de desvalorização da taxa de câmbio poderiam 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, o que está de acordo com os resultados encontrados por Kannebley<sup>6</sup> (2000).

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Constatamos 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 0,39 e, pode ser considerado como um coeficiente próximo aos coeficientes encontrados em outros estudos realizados para o setor agropecuário.

O resultado não é surpresa dada 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, mesmo assim, ainda não se encontra na posição de líder na formação de preços. Portanto, 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 estes serão obrigados a comprimirem os lucros.

<sup>6</sup> Kannebley (2000), estima o coeficiente de *pass-through* para vários setores da economia brasileira.



## REFERÊNCIAS

Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais (ABIOVE). **Cotações do Complexo Soja**. São Paulo. 2005. hp: < [www.abiove.com.br](http://www.abiove.com.br) > acessado em 5 Dez. 2005.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). **Indicadores Agropecuários**. 2005. *home page*: <<http://www.conab.gov.br>> acessado em 21/11/2005.

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.

CUNHA, M. S.; VASCONCELOS, M. R. **Impactos da políticas 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, nº1, 1987.

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**, 26, 1989. p.119-137.

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

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em <[www.ipeadata.gov.br](http://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, nº 3, 2000.

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.

TEJADA, C. A.; 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](http://www.upf.tche.br/cepeac/download/TD052002.pdf) > acesso em 05 ago. 2005.