

# Relação entre os preços da borracha natural nos mercados doméstico e internacional

Naisy Silva Soares<sup>1</sup>  
Márcio Lopes da Silva<sup>2</sup>  
João Eustáquio de Lima<sup>3</sup>  
Patrícia Lopes Rosado<sup>4</sup>

**Resumo:** Este trabalho teve como objetivo analisar a relação entre os preços da borracha natural nos mercados doméstico e internacional, de janeiro de 2000 a maio de 2007. Para isso, foram utilizados os testes de raiz unitária e de co-integração de Johansen e a estimação e análise do modelo de correção de erro vetorial (VEC). Os resultados obtidos indicaram que um grande percentual das variações nos preços da borracha natural na Malásia, em longo prazo, foi repassado para o mercado doméstico no período de janeiro de 2000 a maio de 2007, e que a Lei do Preço Único não é perfeitamente verificada para o mercado de borracha natural.

**Palavras-chave:** borracha natural, co-integração, produto florestal, relação entre preços.

**Abstract:** This work aimed to analyze the natural rubber price relation between international and domestic markets, from January 2000 to May 2007. For this, Johansen's co-integration test and unit root test were used, as well as the estimation and analysis of vector error correction model (VEC). The results indicated that a huge percentage of variations of natural rubber prices in Malaysia, in the long term, were transferred to the domestic market, in the period from January 2000 to May 2007, and that the Law of One Price is not perfectly verified in the natural rubber market.

**Keywords:** natural rubber, co-integration, forest product, relation between prices.

## Introdução

A borracha natural é obtida a partir do látex que é fornecido pela seringueira. Essa planta pertence ao gênero *Hevea*, com 11 espécies, das quais a *Hevea brasiliensis* é a única

plantada e explorada comercialmente por ser a mais produtiva e possuir látex de qualidade superior às demais. Como o próprio nome indica, a *Hevea brasiliensis* é originária do Brasil, mais precisamente da região Amazônica. Graças às suas propriedades, como elasticidade, flexibili-

<sup>1</sup> Economista, Doutoranda em Ciência Florestal pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: naisysilva@yahoo.com.br

<sup>2</sup> Doutor em Engenharia Florestal, Professor do Departamento de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: marlosil@ufv.br

<sup>3</sup> Doutor em Economia Rural, Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: jelima@ufv.br

<sup>4</sup> Doutora em Economia Aplicada, Professora do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Santa Cruz (Uesc). E-mail: patriciarosado@yahoo.com.br

dade, isolante de eletricidade, resistência à abrasão e à corrosão, impermeabilidade e fácil adesão a tecidos e ao aço, a borracha dessa árvore é uma excelente matéria-prima para vários setores industriais, como: hospitalar/farmacêutico, de brinquedos, de calçados, da construção civil, de maquinário agrícola, industrial e de auto-peças (PEREIRA et al., 2000; BEGA, 2004; BORRACHA NATURAL BRASILEIRA, 2007). Embora a borracha sintética tenha quase a mesma composição química da borracha natural, suas propriedades físicas são inferiores na produção de muitos produtos. Esse fato reforça a importância da borracha natural no mundo, limitando o grau de substituição pela borracha sintética (MERA, 1977; SANTOS; MOTHÉ, 2007).

O Brasil, no início do século 20, detinha o monopólio da produção mundial de borracha natural. Mas o sistema de produção extrativista, a ausência de subsídio governamental à extração de borracha na região Amazônica, a incidência do fungo *Microcyclus ulei* nessa região e o fato de os plantios novos entrarem em produção somente a partir do sexto ano acabaram prejudicando a expansão da cultura no País (BEGA, 2004).

O Brasil passou de exportador a importador líquido de borracha natural. Em 2005, por exemplo, o país importou 203.927 toneladas de borracha natural – o equivalente a US\$ 269.222 milhões – principalmente da Tailândia (45,8 %), da Indonésia (29,8 %) e da Malásia (21,8 %). A produção nacional de borracha natural foi de, aproximadamente, 102 mil toneladas (peso seco) em 2004, sendo que a Região Sudeste respondeu por 60,9 % da produção brasileira de borracha natural (látex coagulado), seguida pelas regiões Centro-Oeste (21,4 %), Nordeste (14,6 %), Norte (2,6 %) e Sul (0,5 %). Os estados brasileiros com maior produção foram São Paulo (53,5 %), Mato Grosso (18,5 %) e Bahia (12,6 %) (FNP CONSULTORIA E COMÉRCIO, 2007).

Com relação ao consumo nacional de borracha natural, este foi da ordem de 297.000 t (peso seco) em 2005 (FNP CONSULTORIA E COMÉRCIO, 2007).

Conforme observaram Soares et al. (2007), nos últimos anos aumentou a importância relativa da borracha natural em relação à sintética no Brasil. Segundo os autores, o consumo, a produção e as importações nacionais do produto cresceram a uma taxa média de 5,5 %, 3,8 % e 7,5 % ao ano, respectivamente, no período de 1965 a 2005.

A heveicultura gera no país cerca de 80 mil empregos diretos. O setor de pneus, por exemplo, contribui para a geração de, aproximadamente, 20 mil empregos diretos e 100 mil empregos indiretos. Por ser uma cultura intensiva em mão-de-obra, apresenta-se como uma alternativa na tentativa de promover a permanência do homem no campo, assim como de aumentar a renda do produtor. Além disso, a heveicultura contribui para a redução dos gases de efeito estufa por proteger o solo e os mananciais e por fixar carbono (BORRACHA NATURAL BRASILEIRA, 2007).

Segundo Silveira (2004), o conhecimento das relações existentes entre os preços dos mercados interno e internacional de uma commodity é de grande importância para a formulação de políticas governamentais para o setor em que a commodity está inserida e para a tomada de decisão por parte dos seus agentes sobre produção e comercialização. Além disso, o autor menciona que o conhecimento das relações existentes entre os preços dos mercados interno e internacional de uma commodity, quando os preços do mercado internacional são representados pelas cotações das bolsas de futuros, é importante para identificar o potencial que as cotações dos contratos futuros dessas bolsas têm para serem utilizados como referência dos preços a vigorem no mercado físico doméstico.

Sendo assim, já foram realizados, até o momento, muitos trabalhos analisando a relação entre os preços de uma commodity agrícola nos mercados doméstico e internacional (AGUIAR, 1995; COELHO, 1996; MESQUITA et al., 2000; COSTA; FERREIRA FILHO, 2003; SILVEIRA, 2004; DIEHL; BACCHI, 2006;

BRUNETTI; BITTENCOURT, 2007). Porém, na área florestal, não se tem evidências de trabalhos com esse objetivo nem no Brasil e nem no exterior.

Uma vez que o Brasil tem se configurado como um importador líquido de borracha natural e, dada a grande importância do setor para o País, bem como do conhecimento das relações existentes entre os preços dos mercados doméstico e internacional de uma commodity, torna-se necessário investigar como os preços nesses mercados de borracha natural se relacionam.

Nesse contexto, este trabalho visa analisar a relação entre os preços da borracha natural nos mercados doméstico e internacional no período de janeiro de 2000 a maio de 2007. Especificamente, pretende-se verificar se alterações de preços em um mercado são transmitidas aos preços do outro mercado. Logo, procura-se testar se a Lei do Preço Único é válida para o mercado brasileiro de borracha natural.

## Material e método

### Referencial teórico

Tomou-se como referência a teoria da Lei do Preço Único (LPU), segundo a qual bens idênticos serão vendidos pelo mesmo preço independente da moeda na qual os preços são cotados. A arbitragem assegura que a LPU se mantenha, ignorando custos de transporte, barreiras ao comércio e outras restrições (YARBROUGH; YARBROUGH, 1991 citados por AGUIAR, 1995; KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

Se a LPU for válida, em longo prazo, os preços domésticos de determinado produto devem ser iguais àqueles que prevalecem no mercado internacional. O processo de arbitragem internacional que tende a igualar os preços nos mercados doméstico e externo, pois, leva a uma elevação do preço no país com preço baixo, em função do aumento da quantidade demandada, enquanto provoca queda de preço no país com preço alto, graças ao excess-

so da quantidade ofertada. O processo de arbitragem continua até os preços se igualarem nos dois países (BARBOSA et al., 2002).

Segundo Aguiar (1995), a relação básica usada para expressar a LPU, no caso de dois países diferentes, é a equação (1),

$$P_{dt} = P_{it} \cdot E_t \cdot S_t \quad (1)$$

em que  $P_{dt}$  = preço doméstico de equilíbrio de longo prazo do bem em análise;  $P_{it}$  = preço internacional do bem, em moeda externa;  $E_t$  = taxa de câmbio do país;  $S_t$  = variável que representa a política tributária em relação ao bem analisado.

Considerando  $P_{it} = \bar{P}_{it} \cdot E_t$ , o preço internacional convertido em moeda doméstica, tem-se a equação (2):

$$P_{dt}^* = \bar{P}_{it} \cdot S_t \quad (2)$$

Para que os coeficientes sejam as elasticidades, aplica-se logaritmo na equação (2). Assim, tem-se a equação (3).

$$p_{dt}^* = \bar{p}_{it} + s_t + u_t \quad (3)$$

A equação (3) pode ser representada como equação (4):

$$p_{dt}^* = \alpha + \beta \bar{p}_{it} + \varepsilon_t \quad (4)$$

O coeficiente  $\beta$  é a elasticidade do preço doméstico em relação ao internacional, ou seja, é a sua elasticidade de transmissão de preço. Quando seu valor é igual a um, isso significa que variações no âmbito internacional são plenamente transmitidas ao mercado interno, e quando seu valor é igual a zero, isso indica que variações do preço internacional não conduzem a qualquer tipo de reação do preço doméstico.

De acordo com Fackler e Goodwin (2000), citados por Rosado (2006a), existe a LPU fraca, que ocorre quando se verifica a condição de arbitragem espacial; a LPU forte, que presume que o comércio seja contínuo e a condição de arbitragem é garantida com regularidade; e a LPU agregada, enunciada em termos de índice de preço e conhecida como Paridade do Poder de Compra. A LPU forte é um teste para a integração perfeita e é a mais utilizada e testada. Para a LPU forte, a integração perfeita acontece quando a transmissão de preços entre as localidades é igual a um.

Ressalta-se que a presença de custo de transporte e barreiras tarifárias ou não-tarifárias para o comércio impede a realização da lei do preço único (YARBROUGH; YARBROUGH, 1991 citados por COELHO, 1996).

## Referencial analítico

### Teste de raiz unitária

Para analisar a co-integração entre o preço da borracha natural nos mercados doméstico e internacional, primeiro foi determinada a ordem de integração da série de preços por meio do teste de raiz unitária. Se for constatado que as séries possuem a mesma ordem de integração, pode-se proceder ao teste de co-integração (NOGUEIRA, 2001). Assim, utilizou-se no presente trabalho o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para a realização do teste de raiz unitária nas séries analisadas. O referido teste foi aplicado nas seguintes formas, conforme Seddighi et al. (2000):

- Sem constante e sem tendência:

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (5)$$

- Com constante e sem tendência:

$$\Delta X_t = \beta_1 + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (6)$$

- Com constante e com tendência:

$$\Delta X_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (7)$$

### Análise de co-integração

O conceito de co-integração procura identificar se duas ou mais variáveis integradas de mesma ordem possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo (MARGARIDO, 2001).

Os dois métodos mais utilizados para testar a existência de co-integração são o procedimento de Engle e Granger e o de Johansen. Este último testa a presença de mais de um vetor de co-integração e promove testes de razão de verossimilhança sobre os vetores de co-integração, sob a ótica de sistema de variáveis, ao contrário do teste de Engle e Granger (BITTENCOURT; BARROS, 1996).

Segundo Buongiorno e Uusivuori (1992), as estimativas da equação (4) por procedimentos estatísticos convencionais, como os Mínimos Quadrados Ordinários, não são confiáveis, pois: os preços  $P_{it}$  e  $P_{dt}$  são determinados simultaneamente em mercados integrados, logo  $P_{it}$  não é independente de  $u_t$  e a aplicação dos Mínimos Quadrados Ordinários resultaria em estimativas viesadas e inconsistentes; e as séries de preços  $P_{it}$  e  $P_{dt}$  são geralmente não-estacionárias.

Assim, o procedimento de Johansen é o utilizado no presente trabalho. Esse procedimento tem como ponto de partida o modelo auto-regressivo vetorial (VAR). Em outras palavras, antes da realização do teste de co-integração, deve-se determinar o número de defasagens adequado para o modelo VAR.

O referido modelo de ordem  $p$  com  $K$  variáveis pode ser representado como a equação (8):

$$Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \theta_3 Y_{t-3} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + B X_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que  $Y_t$  é um vetor  $p \times 1$  de variáveis  $I(1)$ ;  $\theta_i$  são matrizes de parâmetros  $k \times k$ ; e  $\varepsilon_t$  é um vetor  $k$ -dimensional de termos ruído branco.

A equação (8) na forma reparametrizada é dada pela equação (9):

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-(p-1)} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Após a determinação do número de defasagens adequado para o modelo VAR, deve-se proceder à escolha do modelo de estimação. Eviews (2004) destaca os seguintes modelos possíveis de estimação:

i) Os dados em nível não possuem tendências determinísticas e as equações de co-integração não têm intercepto.

ii) Os dados em nível não possuem tendências determinísticas e as equações de co-integração apresentam intercepto.

iii) Os dados em nível possuem tendências determinísticas lineares, mas as equações de co-integração têm somente intercepto.

iv) Os dados em nível e a equação de co-integração possuem tendências determinísticas lineares.

v) Os dados em nível possuem tendências quadráticas e as equações de co-integração têm tendências lineares.

Em seguida, realiza-se o teste de Johansen para determinar o número de vetores de co-integração, o que pode ser feito pela análise do posto ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ .

Os testes do traço e do máximo autovalor determinam o posto ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . O primeiro testa a hipótese nula de existência de no máximo  $r$  vetores de co-integração e o segundo, a existência de exatamente  $r$  vetores de co-integração contra a alternativa de existência de  $r+1$  vetores (COELHO, 2004). Os testes do traço e do máximo autovalor são definidos pelas equações (10) e (11), respectivamente (ENDERS, 1995):

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (10)$$

em que  $\hat{\lambda}_i$  são os valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$  e  $T$  é o número de observações; e

$$\lambda_{\text{tmax}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (11)$$

Então, parte-se para a estimação do Vetor de Correção de Erro (VEC), descrito conforme a equação (12), que tem por objetivo analisar os ajustamentos de curto prazo que ocorrem nas séries co-integradas, que são as relações de equilíbrio em longo prazo (NOGUEIRA et al., 2005):

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-(p-1)} + \alpha \beta' Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

em que  $\beta' Y_{t-1}$  = relações de co-integração que definem a trajetória de longo prazo entre as variáveis;  $\alpha$  = matriz dos coeficientes de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo; e  $\Gamma_i$  = matriz de coeficientes que definem a dinâmica de curto prazo.

#### Teste de hipótese sobre os parâmetros

Coelho (2004) menciona que a simples existência de um vetor de co-integração não pode ser considerada condição suficiente para determinar a perfeita integração de mercado nem para a garantia da participação de todas as séries no equilíbrio de longo prazo. Assim, segundo o autor, é necessário a realização de testes de hipóteses sobre os parâmetros  $\beta$ , testando sua significância e a interação entre os preços.

Os testes de hipótese sobre os parâmetros permitem testar quais mercados efetivamente fazem parte do equilíbrio de longo prazo e se a integração entre esses mercados pode ser considerada perfeita, ou seja, se uma variação no preço de um mercado é transmitida de maneira completa ao outro mercado em longo prazo (COELHO, 2004).

Conforme Johansen e Juselius (1990), citados por Coelho (2004), as hipóteses sobre os parâmetros  $\beta$  assumem a forma da equação (13):

$$-2 \log Q(H_0) = -T \sum_{i=1}^r \log \left[ \frac{(1 - \lambda_i^*)}{(1 - \lambda_i)} \right], \quad (13)$$

para  $i = 1, \dots, r$ .

Neste trabalho, são testadas as seguintes hipóteses nulas ( $H_0$ ):

$$a) \beta_{\text{Brasil}} = 0 \quad (14)$$

$$b) \beta_{\text{Malásia}} = 0 \quad (15)$$

$$c) \beta_{\text{Brasil}} = \beta_{\text{Malásia}} \quad (16)$$

As hipóteses nulas (14) e (15) testam se os mercados nacional e internacional podem ser considerados integrados no período analisado. Além disso, testa-se o grau de integração entre os referidos mercados a partir da hipótese (16).

Com relação ao parâmetro  $\alpha$ , a significância indica que a variável preço não é exógena fraca com relação ao parâmetro de longo prazo –  $\beta$  – e vice-versa. A exogeneidade fraca significa que a variável não reage ante a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo. As hipóteses sobre os parâmetros  $\alpha$  também assumem a forma da equação (13) (HARRIS, 1995). As seguintes hipóteses nulas ( $H_0$ ) são testadas:

$$a) \alpha_{\text{Brasil}} = 0 \quad (17)$$

$$b) \alpha_{\text{Malásia}} = 0 \quad (18)$$

$$c) \alpha_{\text{Brasil}} = \alpha_{\text{Malásia}} \quad (19)$$

As hipóteses nulas (17) e (18) testam a exogeneidade e a hipótese (19) testa a igualdade na velocidade de resposta das variáveis a uma dada situação de desequilíbrio de curto prazo no processo de ajuste de longo prazo.

### Fonte de dados

Os dados utilizados são provenientes de séries temporais mensais que englobam o período de janeiro de 2000 a maio de 2007.

Os preços da borracha natural no Brasil são representados pelo Estado de São Paulo, maior produtor nacional, e foram obtidos no Agriannual e na Associação Paulista de Produtores e Beneficiadores de Borracha (Apabor).

Já os preços da borracha natural no mercado internacional são relativos aos contratos futuros de SMR 10 negociados na Malaysian Rubber Exchange (MRE). A SMR 10 é a principal borracha da Malásia. Esses preços foram obtidos no site da MRE e referem-se às cotações ao meio-dia.

As séries de preços estão em US\$/kg e foram transformadas em logaritmo para que os coeficientes encontrados expressem as elasticidades de transmissão de preços.

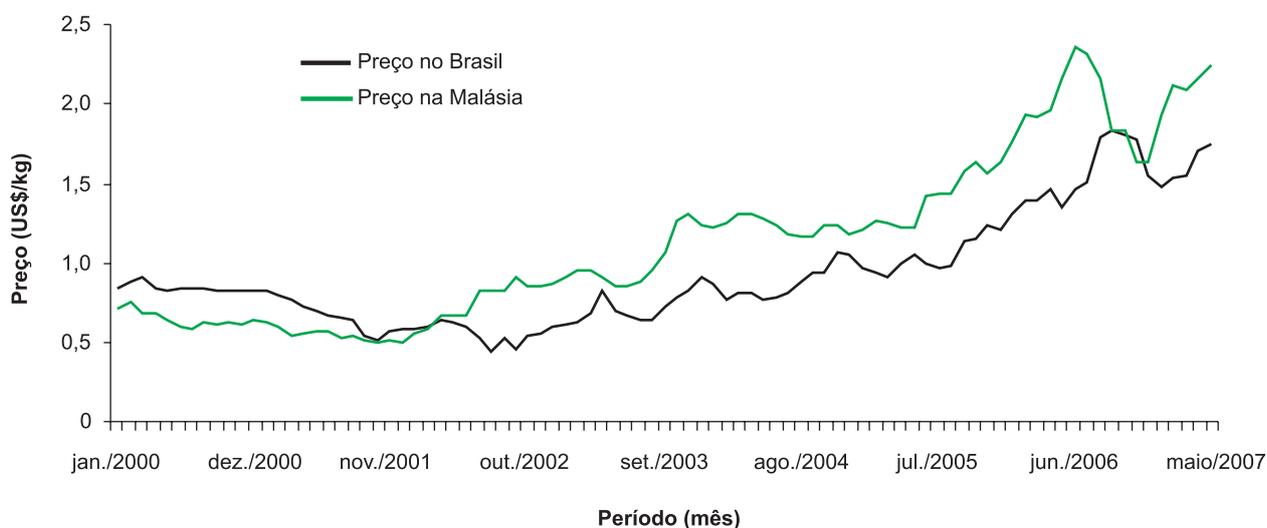
## Resultados e discussão

Para se ter uma idéia do comportamento e da relação entre os preços da borracha natural no Brasil e na Malásia, é relevante observar o esboço do gráfico com as duas séries mensais de preço (Fig. 1).

Nota-se, na Fig. 1, que os preços da borracha natural no Brasil e na Malásia estão aumentando. O aquecimento da demanda, com o crescimento da economia mundial, pode explicar esse aumento dos preços. Um outro fator que contribuiu para esse aumento foi a criação da Corporação Internacional Tripartite da Borracha (ITRC), em 2002, pela Tailândia, Malásia e Indonésia, países que detêm aproximadamente 90 % do volume exportado de borracha natural no mundo. O objetivo da ITRC é aumentar os preços da borracha por meio da retenção da oferta (PIZZOL, 2004).

Observa-se na Fig. 1 que as séries de preços mensais da borracha natural movimentaram-se juntas no período analisado. Então, aparentemente, tais séries seriam co-integradas, ou seja, haveria uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas.

Todavia, essa afirmação deve ser examinada criteriosamente. Sendo assim, procedeu-se à verificação econométrica da co-integração dos mercados de borracha natural do Brasil e da Malásia.



**Fig. 1.** Preços mensais de borracha natural no Brasil e na Malásia, em US\$/kg, de janeiro de 2000 a maio de 2007. Fonte: FNP Consultoria e Comércio (2001, 2004, 2007), Associação Paulista de Produtores e Beneficiadores de Borracha (2007) e Malaysian Rubber Exchange (2007).

### Teste de raiz unitária

Nessa sessão, apresentam-se os resultados do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) na série de preços da borracha natural do Brasil e da Malásia. Os resultados do teste de ADF em nível para as séries mensais de preços da borracha natural no Brasil e na Malásia, de janeiro de 2000 a maio de 2007, são apresentados na Tabela 1.

Os resultados descritos na Tabela 1 sinalizam que as séries de preços da borracha natural não são estacionárias, tendo em vista que os valores calculados são menores em módulo que seus respectivos valores críticos em todos os modelos analisados. Mas observa-se que

essas séries passam a ser estacionárias em primeira diferença, indicando que elas são integradas de ordem um, isto é, apenas uma diferenciação é suficiente para torná-las estacionárias (Tabela 2).

Sintetizando, os testes de raiz unitária revelam que a série de preço do Brasil e da Malásia possuem a mesma ordem de integração. Elas, são integradas de ordem 1, ou seja, são I(1).

### Testes de Johansen para co-integração

Segundo os critérios razão de verossimilhança (LR), Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn, o modelo VAR deve possuir uma defasagem (Tabela 3).

**Tabela 1.** Resultados do teste de ADF em nível para as séries mensais de preços da borracha natural no Brasil e na Malásia, janeiro de 2000 a maio de 2007.

Modelo	Valor crítico		Valor calculado	
	1%	5%	Preço no Brasil	Preço na Malásia
Com intercepto e tendência <sup>(1)</sup>	-4,07	-3,46	-1,36	-2,02
Somente com intercepto	-3,51	-2,89	1,04	1,16
Sem intercepto e sem tendência	-2,59	-1,94	1,92	1,56

<sup>(1)</sup> P-valores da tendência na série de preços do Brasil = 0,0088; P-valores da tendência na série da Malásia = 0,0154.

**Tabela 2.** Resultados do teste de ADF em primeira diferença para as séries mensais de preços da borracha natural no Brasil e na Malásia, janeiro de 2000 a maio de 2007.

Modelo	Valor crítico		Valor calculado	
	1%	5%	Preço no Brasil	Preço na Malásia
Com intercepto e tendência	-4,07	-3,46	-6,82	-4,54
Somente com intercepto	-3,51	-2,89	-6,13	-4,09
Sem intercepto e sem tendência	-2,59	-1,94	-5,84	-2,62

Com relação à escolha do modelo de estimação, aplicou-se o que considera tendências determinísticas lineares nos dados em nível, mas equações de co-integração somente com intercepto, pois os p-valores do componente de tendência apresentados na Tabela 1 são significativos nas duas séries de preço analisadas.

Os resultados do teste de Johansen para determinar o número de vetores de co-integração, obtidos pelos testes do traço e do máximo autovalor, estão na Tabela 4.

Verifica-se, na Tabela 5, que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração foi rejeitada em nível de 5 %. Em função desse resultado, pode-se inferir que as séries de preço da borracha natural apresentam um vetor de co-integração.

A Tabela 5 apresenta o vetor de co-integração. A normalização foi efetuada conside-

**Tabela 4.** Resultados do teste de co-integração de Johansen para as séries mensais de preços da borracha natural no Brasil e na Malásia, de janeiro de 2000 a maio de 2007.

Hipótese nula	Teste do traço	Valor crítico (5%)	Teste do máximo autovalor	Valor crítico (5%)
$r=0$	26,6552 <sup>(1)</sup>	15,4947	26,6224 <sup>(1)</sup>	14,2646
$r\leq 1$	0,0327	3,8414	0,0327	3,8414

<sup>(1)</sup> Rejeição da hipótese nula a 5 % de significância.

rando-se que o valor da estimativa do coeficiente da variável preço no Brasil assumiu valor igual à unidade. A estimativa do coeficiente de longo prazo  $\beta$  para a variável preço na Malásia mostra que 92,37 % das variações nos preços internacionais da borracha natural, em longo prazo, são transmitidas para o preço no Brasil.

**Tabela 3.** Determinação do número de defasagens do modelo VAR.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-35,8042	NA	0,008718	0,933437	0,992559	0,957158
1	210,6465	474,645800 <sup>(1)</sup>	2,19e-05 <sup>(1)</sup>	-5,053001 <sup>(1)</sup>	-4,875634 <sup>(1)</sup>	-4,981839 <sup>(1)</sup>
2	212,9108	4,249044	2,29e-05	-5,010144	-4,714533	-4,891541
3	216,0967	5,821107	2,33e-05	-4,990042	-4,576186	-4,823998
4	217,2753	2,095368	2,51e-05	-4,920379	-4,388279	-4,706893
5	219,8909	4,520771	2,60e-05	-4,886196	-4,235852	-4,625269
6	221,6915	3,023216	2,75e-05	-4,831889	-4,063301	-4,523522
7	223,7807	3,404628	2,89e-05	-4,784709	-3,897876	-4,428900
8	228,4100	7,315428	2,86e-05	-4,800247	-3,795170	-4,396997

<sup>(1)</sup> Ordem selecionada pelo critério.

**Tabela 5.** Estimativa do parâmetro de longo prazo ( $\beta$ ) para as séries mensais de preços da borracha natural no Brasil e na Malásia, de janeiro de 2000 a maio de 2007.

Série	Estimativa do parâmetro de longo prazo ( $\beta$ )
Preço no Brasil	1,00000
Preço na Malásia	-0,92370 (0,13578) <sup>(1)</sup>

<sup>(1)</sup> O valor entre parênteses indica o desvio-padrão.

A ineficiência da política de preços praticada pelo governo, no período analisado, pode ter favorecido a influência das cotações internacionais sobre os preços domésticos. Durante toda a vigência do programa de subvenção da borracha, eram constantes os atrasos no pagamento do subsídio. Um outro problema era a não-publicação do preço de referência da borracha natural pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Esses fatores representavam prejuízos para o produtor, levando o mercado a atuar livremente (ROSADO et al., 2006b).

Com base nos resultados apresentados na Tabela 6, observa-se que a hipótese nula sobre os parâmetros  $\beta_{\text{Brasil}}$  e  $\beta_{\text{Malásia}}$  pode ser rejeitada. Assim, os movimentos de preços no Brasil e no mercado futuro da Malásia são significativamente relevantes no estabelecimento do padrão de equilíbrio de longo prazo. Além disso, esses mercados podem ser considerados como integrados de modo que choques ocorridos em um mercado são repassados para o outro em longo prazo.

**Tabela 6.** Teste de significância de restrição sobre o parâmetro de longo prazo ( $\beta$ ) do vetor de co-integração.

Hipótese nula	Razão de verossimilhança	Valor crítico (5%)
$\beta_{\text{Brasil}} = 0$	10,97 <sup>(1)</sup>	3,84
$\beta_{\text{Malásia}} = 0$	15,54 <sup>(1)</sup>	3,84
$\beta_{\text{Brasil}} = \beta_{\text{Malásia}}$	14,20 <sup>(1)</sup>	3,84

<sup>(1)</sup> Indica rejeição a 5 % de significância.

Como esses mercados são integrados, foi testada a hipótese de perfeita integração entre os mesmos, verificando-se a rejeição dessa hipótese. Assim, pode-se dizer que a alteração de preços em um mercado não é completamente transmitida ao outro mercado em longo prazo. Portanto, constata-se que a Lei do Preço Único não é perfeitamente verificada para o mercado de borracha natural no período analisado.

Observando a Tabela 7, pode-se dizer que 11,07 % do desequilíbrio de curto prazo referente à trajetória de longo prazo são corrigidos a cada mês, indicando que seria necessário nove meses para corrigir o desequilíbrio. Verifica-se, então, que esses desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente.

**Tabela 7.** Estimação do VEC referente à variável preço da borracha natural no Brasil, de janeiro de 2000 a maio de 2007.

Variável explicativa	Coefficiente estimado	Estatística t	Desvio-padrão
$u_{t-1}$	-0,110754	0,02911	-3,80456

Os testes de hipótese sobre o parâmetro  $\alpha$  revelam que, na série de preços do Brasil, a hipótese de exogeneidade fraca é rejeitada, isto é, os níveis dos preços no Brasil reagem a desequilíbrios transitórios que ocorrem nos níveis de preços da Malásia. Já a série de preços da Malásia se revela exógena fraca com respeito ao equilíbrio de longo prazo. Em outras palavras, como era esperado, as cotações da bolsa da Malásia influenciam os níveis de preços no Brasil. Além disso, constatou-se que ambos os mercados retornam a um dado desequilíbrio a velocidades estatisticamente iguais (Tabela 8).

### Decomposição da variância dos erros de previsão

Para melhor avaliar a relação existente entre o preço da borracha natural no Brasil e

**Tabela 8.** Teste de significância de restrição sobre o parâmetro  $\alpha$  do vetor de co-integração.

Hipótese nula	Razão de verossimilhança	Valor crítico (5%)
$\beta_{\text{Brasil}} = 0$	13,41 <sup>(1)</sup>	3,84
$\beta_{\text{Malásia}} = 0$	1,49 <sup>(2)</sup>	3,84
$\beta_{\text{Brasil}} = \beta_{\text{Malásia}}$	3,44 <sup>(2)</sup>	3,84

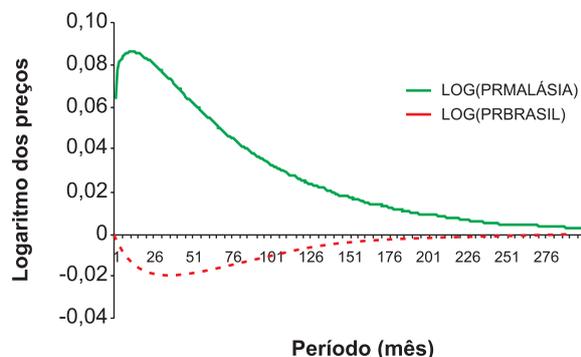
<sup>(1)</sup> Rejeição a 5 % de significância.

<sup>(2)</sup> Aceitação a 5 % de significância.

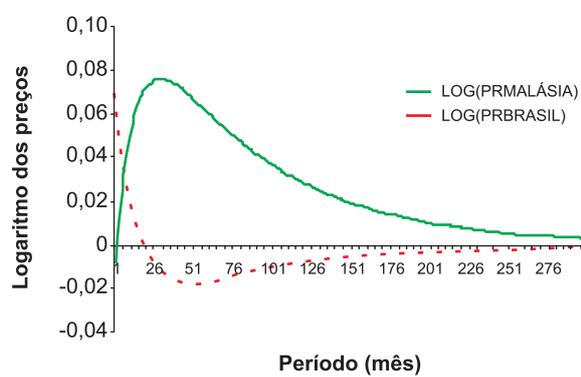
na Malásia, apresenta-se a decomposição da variância dos erros de previsão do preço da borracha natural nesses dois países e a função impulso-resposta.

Observando a Tabela 9, nota-se, por um lado, que os preços da borracha natural no Brasil explicam uma parcela muito pequena do erro de previsão. Por outro lado, verifica-se que o preço da borracha natural no País sofre influência considerável do preço na Malásia. Sendo assim, a análise da decomposição da variância também confirma o resultado do teste de significância de restrição sobre o parâmetro  $\alpha$ .

Pelas Fig. 2 e 3, percebe-se que uma variação nas cotações da borracha natural na bolsa da



**Fig. 2.** Resposta dos preços da borracha natural na MRE a uma inovação de um desvio-padrão nas variáveis.



**Fig. 3.** Resposta dos preços da borracha natural no Brasil a uma inovação de um desvio-padrão nas variáveis.

**Tabela 9.** Decomposição da variância dos erros de previsão do preço da borracha natural.

Mês	Decomposição da variância da Malásia (%)		Decomposição da variância do Brasil (%)	
	Preço na Malásia	Preço no Brasil	Preço na Malásia	Preço no Brasil
1	100,00	0,00	0,935605	99,06440
2	99,93	0,06	0,528746	99,47125
3	99,81	0,18	0,853196	99,14680
4	99,64	0,35	1,997831	98,00217
5	99,44	0,55	4,007165	95,99284
6	99,22	0,77	6,869307	93,13069
7	98,98	1,01	10,511990	89,48801
8	98,74	1,25	14,808670	85,19133
9	98,50	1,49	19,593750	80,40625
10	98,25	1,74	24,683260	75,31674

Malásia provoca variações no preço do Brasil a partir do segundo mês. Porém, variações expressivas no preço do Brasil acontecem no 20º mês. Tais variações não tendem a se dissipar com certa rapidez, uma vez que, após 30 meses do choque inicial na Malásia, os preços começam a retornar ao seu estado de equilíbrio.

### Avaliação do VEC

Com relação à avaliação do VEC, verificou-se que o comportamento médio dos seus resíduos foi satisfatório, obtendo resíduos próximos a um ruído branco (Fig. 4 e 5). Destarte, pode-se dizer que os modelos apresentam-se satisfatórios para as estimações realizadas.

## Conclusão

Com base nos resultados encontrados, conclui-se que um grande percentual das variações nos preços da borracha natural na bolsa da Malásia, em longo prazo, foi repassado para o mercado doméstico no período de janeiro de 2000 a maio de 2007. Constatou-se que esses mercados não são perfeitamente integrados, uma vez que a hipótese de perfeita integração entre os mesmos foi rejeitada. Assim, a Lei do Preço Único não é perfeitamente verificada para o mercado de borracha natural no referido período. Os preços no Brasil são influenciados pelos preços na bolsa da Malásia. Porém, o contrário não é verdadeiro.

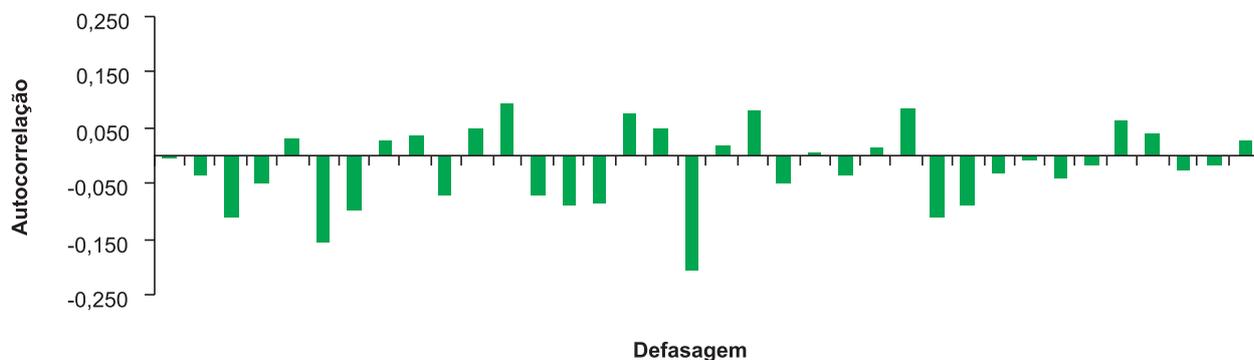


Fig. 4. Função de Autocorrelação (FAC) aplicada sobre os resíduos do VEC.

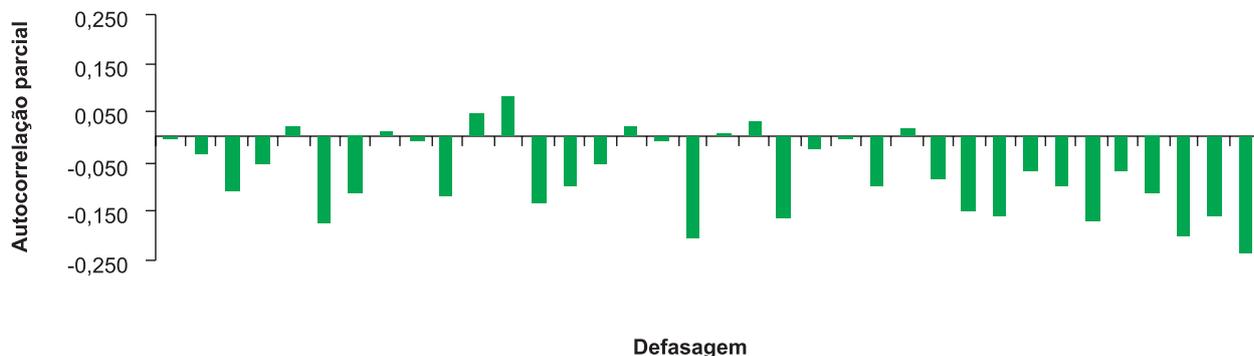


Fig. 5. Função de Autocorrelação Parcial (FACP) aplicada sobre os resíduos do VEC.

## Agradecimentos

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo financiamento e à Universidade Federal de Viçosa pelo fornecimento da estrutura e pessoal.

## Referências

AGUIAR, D. R. D. Transmissão de preços mensais entre os mercados externo e interno: uma aplicação do modelo de Mundlak-Larson. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 33, n. 4, p. 43-59, 1995.

ASSOCIAÇÃO PAULISTA DE PRODUTORES E BENEFICIADORES DE BORRACHA. **Apabor**. Disponível em: <<http://www.apabor.org.br>>. Acesso em: 10 jul. 2007.

BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JÚNIOR, S. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 12, n. 2, p. 79-108, jul./dez. 2002.

BEGA, R. M. **Heveicultura**: alternativa para o pequeno proprietário rural no noroeste paulista. 2004. 88 f. Monografia (Especialização em Gestão do Agronegócio) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

BITTENCOURT, M. V. L.; BARROS, G. S. C. Relações de preços de frango nas regiões sul e sudeste do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 34, n. 3, p. 147-172, 1996.

BORRACHA NATURAL BRASILEIRA. **Borracha natural**. Disponível em: <<http://www.borrachanatural.agr.br/borrachanatural.php>>. Acesso em: 12 jan. 2007.

BRUNETTI, L.; BITTENCOURT, M. V. L. Integração de preços nos mercados interno e externo de café arábica. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Londrina. **Anais...** Londrina: Sober, 2007. 1 CD-ROM

BUONGIORNO, J.; UUSIVUORI, J. The law of one price in the trade of forest products: co-integration tests for U.S. exports of pulp and paper. **Forest Science**, Washington, v. 38, n. 3, p. 539-553, 1992.

COELHO, A. B. A Cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 42, n. 1, p. 153-169, 2004.

COELHO, F. C. **Análise do mecanismo de transmissão de preços de laranja e soja entre os mercados externo e interno**. 1996. 94 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

COSTA, S. M. A. L.; FERREIRA FILHO, J. B. S. Liberalização comercial no Brasil e integração nos mercados de

commodities agrícolas: os mercados de algodão, milho e arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 38, n. 2, p. 41-70, 2003.

DIEHL, D.; BACCHI, M. R. P. Relações de preços nos mercados interno e internacional de soja e derivados. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Sober, 2006. 1 CD-ROM.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995. 433 p.

EVIEWS. **User's guide**. Irvine: QMS, 2004. 978 p. Versão 5.0.

FNP CONSULTORIA E COMÉRCIO. **Agrianual**: anuário estatístico da agricultura brasileira. São Paulo: FNP, 2001.

FNP CONSULTORIA E COMÉRCIO. **Agrianual**: anuário estatístico da agricultura brasileira. São Paulo: FNP, 2004.

FNP CONSULTORIA E COMÉRCIO. **Agrianual**: anuário estatístico da agricultura brasileira. São Paulo: FNP, 2007.

HARRIS, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995. 176 p.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional**: teoria e política. 6. ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005. 558 p.

MALAYSIAN RUBBER EXCHANGE. **Monthly Average**. Disponível em: <<http://www2.lgm.gov.my/mre/YearlyAvg.aspx>>. Acesso em: 20 set. 2007.

MARGARIDO, M. A. **Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos**: o caso do Brasil. 2001. 74 f. Tese (Doutorado em economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

MERA, R. D. M. **Análise econométrica da estrutura de mercado mundial de borracha natural**. 1977. 73 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

MESQUITA, J. M. C. de; REIS, A. J. dos; REIS, R. P.; VEIGA, R. D.; GUIMARÃES, J. M. P. Mercado de café: variáveis que influenciam o preço pago ao produtor. **Ciência Agrotécnica**, Lavras, v. 24, n. 2, p. 379-386, 2000.

NOGUEIRA, F. T. P. **Integração espacial e efetividade do "Hedge" no mercado brasileiro de café arábica**. 2001. 147 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

NOGUEIRA, F. T. P.; AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E. Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 15, n. 2, p. 91-112, maio/ago. 2005.

PEREIRA, J. P.; DORETTO, M.; LEAL, A. C.; CASTRO, A. M. G. de; RUCKER, N. A. **Cadeia produtiva da borracha natural**: análise diagnóstica e demandas atuais no Paraná. Londrina: Iapar, 2000. 85 p.

PIZZOL, S. J. S. de. Mercado brasileiro de borracha natural em 2003 e perspectivas para 2004. **Florestar estatístico**, São Paulo, v. 7, n. 16, jul. 2004.

SANTOS, G. R. dos; MOTHÉ, C. G. Prospecção e perspectivas da borracha natural, *Hevea brasiliensis*. **Revista Analytica**, São Paulo, n. 26, p. 32-41, dez. 2006/jan. 2007,

SEDDIGHI, H. R.; LAWYER, K. A.; KATOS, A. V. **Econometrics: a practical approach**. London: Routledge, 2000. 396 p.

SILVEIRA, A. M. A **Relação entre os preços de açúcar nos mercados doméstico e internacional**. 2004. 74 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

SOARES, N. S.; VALVERDE, S. R.; SILVA, M. L. da; CAMPOS, A. C.; BRAGA, M. J. Demanda brasileira de importação de borracha natural, 1965 - 2005. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 45., Londrina. **Anais...** Londrina: Sober, 2007. 1 CD-ROM.

ROSADO, P. L. **Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos**. 2006a. 117 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

ROSADO, P. L.; PIRES, M. M.; TOSTO, S. G.; GOMES, A. S. Ambiente institucional da borracha natural. In: ALVARENGA, A. P.; ROSADO, P. L.; CARMO, C. A. F. S.; TÔSTO, S. G. (Org.). **Seringueira: aspectos econômicos sociais e perspectiva para o seu fortalecimento**. Viçosa: UFV, 2006b. cap. 4, p. 73-86.