

Integração espacial no mercado da madeira de eucalipto em São Paulo, Brasil

Spatial integration in the eucalyptus wood market in São Paulo, Brazil

Naisy Silva Soares¹, Márcio Lopes da Silva²,
João Eustáquio de Lima³; Kaio Henrique Adame de Carvalho⁴**Resumo**

Este estudo analisou a integração espacial no mercado da madeira em tora em pé de eucalipto e da madeira serrada de eucalipto, em São Paulo, de janeiro de 2002 a dezembro de 2007. Para isso, foram utilizados os testes de raiz unitária, co-integração de Johansen, causalidade de Granger e a estimação e análise do modelo de correção de erro vetorial (VEC). Os resultados indicaram que o mercado da madeira em pé é independente e que no mercado da madeira serrada ocorreu transmissão de preços, no longo prazo, no período considerado, ou seja, esse mercado é integrado.

Palavras-chave: Madeira de eucalipto, Co-integração, Causalidade de Granger, Transmissão de preços

Abstract

This study analyzed the spatial integration in the eucalyptus timber and eucalyptus sawnwood markets in São Paulo, Brazil, from January 2002 to December 2007. For that, Unit roots test, Johansen co-integration test, Granger-causality test and estimation and analysis of vector error correction model (VEC) were used. The results indicated that the market of wood on the forest is independent, and that on the market of sawnwood prices transmission occurred in the long term during the period considered; in other words: that the market is integrated.

Keywords: *Eucalyptus* wood, Co-integration, Granger-causality, Price transmission

INTRODUÇÃO

O *Eucalyptus* é um gênero arbóreo nativo da Austrália, com mais de 600 espécies conhecidas. A introdução do eucalipto em bases técnicas no Brasil iniciou-se em 1904, no Horto de Jundiá (SP), conduzida por Edmundo Navarro de Andrade. Todavia, há informações de existência de dois exemplares de *E. gigantea* no Jardim Botânico do Rio de Janeiro, em 1825, e de alguns exemplares no Rio Grande do Sul, em 1865 (SILVIMINAS, 2008).

Em 2005, o consumo da madeira de eucalipto concentrou-se, principalmente, na produção de celulose e na siderurgia a carvão vegetal, segmentos que consomem entre 75% e 65% do total. O restante é utilizado, de forma crescente, por outros segmentos como lenha, madeira serrada, painéis, construções rurais, postes de ele-

trificação, estacas de cerca e outros em menores proporções (SILVIMINAS, 2006).

Em 2006, cerca de 87% da produção nacional de celulose foi com madeira de eucalipto (BRACELPA, 2006), sendo o *E. grandis*, *E. urophylla* e o híbrido *urograndis* os mais utilizados. O consumo da madeira de eucalipto pelas empresas de celulose no país cresceu, em média, 5,8% ao ano, de 1980 a 2005 (SOARES, 2006).

A área plantada com o gênero no Brasil foi de 3.459.147 ha em 2006, sendo Minas Gerais o Estado que contribuiu com o maior percentual (31%), seguido por São Paulo (23%), Bahia (15%) e Espírito Santo (5%) (ABIMCI, 2007).

A produtividade média das florestas nacionais de eucalipto cresceu 63% de 1980 a 2006, alcançando 40 m³/ha/ano, em 2006, enquanto no Uruguai, Indonésia, Chile, Estados Unidos, Canadá e Finlândia, esta corresponde a 25, 20,

¹Doutoranda em Ciência Florestal no Departamento de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Viçosa - Avenida PH Rolfs s/n - Campus Universitário - Viçosa, MG - 36570-000 - E-mail: naisysilva@yahoo.com.br

²Professor Adjunto do Departamento de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Viçosa - Avenida PH Rolfs s/n - Campus Universitário - Viçosa, MG - 36570-000 - E-mail: marlosil@ufv.br

³Professor Titular do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa - Avenida PH Rolfs s/n - Campus Universitário - Viçosa, MG - 36570-000 - E-mail: jelima@ufv.br

⁴Graduando em Engenharia Florestal no Departamento de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Viçosa - Avenida PH Rolfs s/n - Campus Universitário - Viçosa, MG - 36570-000 - E-mail: kaio_adame@hotmail.com

25, 10, 7 e 4 m³/ha/ano, respectivamente (VCP, 2004; ABRAF, 2006).

Com relação à distância de transporte da madeira de eucalipto, em 2006, a maior parte foi transportada por até 100 km (50%), 19% de 101 a 200 km, 12% de 201 a 300 km, 17% de 301 a 400 km e 2% de 402 a 500 km (BRACELPA, 2006). Uma vez que a madeira de reflorestamento em tora apresenta elevado peso e baixo preço, o custo de transporte é alto e com isso, os reflorestamentos devem estar localizados próximos às empresas consumidoras para que o transporte do produto seja economicamente viável (VALVERDE *et al.*, 2005; SILVA *et al.*, 2007). O custo de transporte pode ser um dos motivos da pouca expressividade do comércio da tora de eucalipto entre regiões distantes. Com isso, alterações de preços em um mercado não devem, por consequência, serem transmitidas aos preços de outros mercados, ou seja, conforme Basu (2006), os mercados não devem ser integrados espacialmente e não devem ser eficientes. Todavia, espera-se que o contrário aconteça nos mercados de produtos florestais cujos preços são maiores.

Goodwin e Schroeder (1991) destacam que mercados que não são integrados podem carregar informações imprecisas de preços que podem distorcer as decisões de comercialização dos produtores e contribuir para movimentação ineficiente dos produtos.

Segundo Gonzáles-Rivera e Helfand (2001) citado por Rosado (2006), mercados regionais integrados podem proporcionar crescimento de renda aos produtores ao possibilitar aumento na especialização e no comércio, e, também, provocar melhoria no bem-estar de consumidores avessos ao risco, ao reduzir a variabilidade dos preços dos bens que antes eram não comercializáveis.

Para Nogueira (2001) e Susanto e Adcock (2007), a mensuração do grau de integração de mercados regionais é de grande importância para a determinação de políticas reguladoras de mercado e para a tomada de decisão de comercialização dos agentes de mercado.

Mas, mesmo sendo importante a análise da integração de mercados regionais, no Brasil, até o presente momento, apenas Fontes *et al.* (2005) fez este tipo de análise para um produto florestal: o carvão vegetal, no Estado de Minas Gerais.

Entretanto, no exterior existem vários trabalhos deste tipo na área florestal como o de Jung e Doroodian (1994), Toppinen e Toivonen (1998), Nanang (2000), Nagubadi *et al.* (2001), Yin *et al.* (2002) e Yin e Baek (2005).

Sendo assim, este trabalho teve como objetivo geral, analisar a integração do mercado da madeira em tora em pé de eucalipto e da madeira serrada de eucalipto. Mais especificamente, pretendeu-se analisar o comportamento dos preços da madeira em tora de eucalipto e da madeira serrada de eucalipto no mercado físico em diferentes regiões do Estado de São Paulo e testar a existência da transmissão de preços no mercado, assim como a validade da lei do preço único.

MATERIAL E MÉTODO

Referencial teórico

Tomou-se com 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 (no caso do comércio internacional). A arbitragem assegura que a LPU se mantenha, ignorando custos de transporte, barreiras ao comércio e outras restrições (Yarborough e Yarborough (1991), citados por AGUIAR, 1995; KRUGMAN e OBSTFELD, 2005).

De acordo com Fackler e Goodwin (2000) citados por ROSADO (2006), existe a LPU fraca, que ocorre quando se verifica a condição de arbitragem espacial; a LPU forte, quando se 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.

Matematicamente, a LPU pode ser representada conforme equação 1.

$$P_j - P_i < r_{ij} \quad (1)$$

em que P_i e P_j representam o preço do produto na região i e j , respectivamente, e r_{ij} refere-se ao custo de movimentação do produto da região i para a região j .

A falha de duas ou mais regiões em aderir à LPU pode ocorrer pelos seguintes motivos (Yarborough e Yarborough, 1991 citado por COELHO, 1996; SEXTON *et al.*, 1991):

- i) as regiões não estariam ligadas por arbitragem devido a custos de transação muito altos ou devido à interferência do governo, isto é, as regiões representariam mercados autárquicos;
- ii) haveria impedimentos para arbitragens eficientes, tais como barreiras comerciais (custo de transporte, barreiras tarifárias ou não-tarifárias), informação imperfeita, ou aversão ao risco;
- iii) haveria competição imperfeita em um ou mais dos mercados.

Referencial analítico

Comportamento dos preços da madeira

O comportamento dos preços da madeira em tora em pé de eucalipto e da madeira serrada de eucalipto foi verificado pela taxa geométrica de crescimento (TGC) (equação 2) (GUJARATI, 2000).

$$Y = a.e^{bt}.\varepsilon_t \quad (2)$$

em que: Y = variável dependente (preço da madeira em tora em pé de eucalipto e da madeira serrada de eucalipto) e; T = tempo; a e b = parâmetros a serem estimados.

Aplicando a forma logarítmica, tem-se (equação 3):

$$\begin{aligned} \ln Y &= \log a + bT \\ \ln &= (1+1) = b \\ 1+r &= \text{antilog}(b) \\ r &= \text{antilog}(b)-1 \end{aligned} \quad (3)$$

Deste modo, a TGC (R) em percentual é obtida pela equação 4.

$$R = [\text{antilog}(b)-1]*100 \quad (4)$$

Análise da Integração dos Mercados

Os procedimentos econométricos utilizados para analisar a integração do mercado da madeira de eucalipto seguiram o procedimento descrito a seguir.

Primeiramente, realizou-se o teste de raiz unitária para determinar a ordem de integração das variáveis consideradas, utilizando a metodologia de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). O referido teste, nas séries sob análise, 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:

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

em que: Δ_t = operador de diferença, x =variável dependente, δ = raiz associada à variável dependente defasada, β são parâmetros a serem estimados.

As seguintes hipóteses são testadas:

$|\tau|_{\text{calculado}} > |\tau|_{\text{critico}}$: rejeita-se $H_0: \delta=0$, e a série é estacionária;

$|\tau|_{\text{calculado}} < |\tau|_{\text{critico}}$: aceita-se $H_0: \delta=0$, e a série é não-estacionária;

Se as variáveis são integradas de mesma ordem, o próximo passo consiste em testar a existência de co-integração entre elas, ou seja, testa-se se as variáveis integradas de mesma ordem possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo (MARGARIDO, 2000; NOGUEIRA, 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 (COELHO, 2004; BITTENCOURT e BARROS, 1996).

Sendo assim, o procedimento de Johansen que foi utilizado no presente trabalho, tendo 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 que pode ser representado como (equação 8) (VERBEEK, 2000).

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

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

A equação (8) na forma reparametrizada é dada por (equação 17):

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

em que $\Gamma_i = (I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_i)$ com $i=(j=1,2,3,\dots,k-1)$; e $\Pi = -(I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_k)$

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; e v) os dados em nível possuem tendências quadráticas e a 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 Π .

Os testes do Traço e do máximo autovalor determinam o posto (r) da matriz Π . O primeiro testa a hipótese nula de existência de no máximo r vetores de co-integração ($H_0: r \leq r_0; H_1: r_0 < r \leq k$) e o segundo a existência de exatamente r vetores de co-integração contra a alternativa de existência de $r+1$ vetores ($H_0: r \leq r_0; H_1: r = r_0 + 1$) (COELHO, 2004). Os testes do Traço e do máximo autovalor são definidos pela equação 9 e 10, respectivamente, e são realizados em seqüência até que a hipótese nula não seja rejeitada (ENDERS, 1995).

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

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

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (10)$$

Acrescenta-se que não é necessário que duas regiões sejam parceiras diretas de comércio para existir alto grau de integração entre as mesmas. Considerando o exemplo apresentado em Nogueira (2001), se existem duas regiões "A" e "B" fornecendo determinado produto para a região "C", as regiões "A" e "B" podem estar fortemente integradas, mesmo não comercializando diretamente entre si, pois é a ligação comercial com "C" que pode fazer com que "A" e "B" estejam integradas. Deste modo, choques de preços podem ser transmitidos, indiretamente, por rede de comércio via ligações de comércio existentes entre regiões conectadas a esta.

Em seguida partiu-se para a estimação do modelo vetorial de correção de erro (VEC) descrito como (equação 11):

$$\Delta Y_t = \delta + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

em que: $\Pi = \gamma\beta'$ e as combinações lineares $\beta'Y_{t-1}$ representam as r relações de co-integração.

Empregou-se neste trabalho o modelo multivariado para estimar o VEC, pois segundo Gonzalez-Rivera e Helfand (2000) citado por Nogueira (2005), um sistema bivariado será mal especificado devido à omissão de variáveis potencialmente relevantes. Tal problema leva à inconsistência dos parâmetros estimados dos VEC bivariados.

Entretanto, realizou-se o teste de causalidade de Granger para determinar a ordem de inclusão das variáveis no VEC, uma vez que não se dispõe de dados sobre produção, consumo ou número de produtores nas regiões analisada, para tomar este tipo de decisão com base nas expectativas, conforme realizado por vários pesquisadores.

O teste de causalidade de Granger possibilita aferir o sentido dos preços entre os mercados. Este teste consiste em estimar as equações (12) e (13) (GUJARATI, 2000).

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{Yi} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{Xi} X_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (12)$$

$$X_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{Xi} X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{Yi} Y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (13)$$

A equação (12) demonstra que valores correntes de Y estão relacionados com valores passados de Y e com valores passados de X . A equação (13), por sua vez, demonstra que valores correntes de X estão relacionados com valores passados de X e com valores passados de Y . Se X não for relevante para explicar Y , deve-se aceitar a hipótese nula $H_0 = \beta_{X1} = \beta_{X2} = \dots = \beta_{XP} = 0$. Por outro lado, se Y não for relevante para explicar X , deve-se aceitar a hipótese nula $H_0 = \beta_{Y1} = \beta_{Y2} = \dots = \beta_{YP} = 0$.

Assim, os resultados possíveis do teste de causalidade de Granger são:

Causalidade unidirecional de X para Y (X→Y): é indicada quando se rejeita H_0 para $X \rightarrow Y$ e não se rejeita H_0 para $Y \rightarrow X$;

Causalidade unidirecional de Y para X (Y→X): é indicada quando se rejeita H_0 para $Y \rightarrow X$ e não se rejeita H_0 para $X \rightarrow Y$;

Causalidade bidirecional (X↔Y): é indicada quando as duas hipóteses nulas são rejeitadas;

Ausência de causalidade (independência): é indicada quando as duas hipóteses nulas não são rejeitadas.

Ressalta-se que o teste de causalidade de Granger deve ser aplicado nas variáveis diferenciadas quando as mesmas não forem estacionárias. Além disso, o teste tradicional descrito acima se aplica às variáveis que não são co-integradas. Caso sejam, deve-se utilizar o modelo VAR ou VEC, uma vez que aquele se concentra apenas em relações de curto prazo (ENGLE e GRANGER, 1987).

Por fim, para completar a análise realizou-se o teste de hipótese sobre os parâmetros β e α , pois 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 (COELHO, 2004; ROSADO, 2006).

Conforme Johansen e Juselius (1990) citado por COELHO (2004), as hipóteses sobre os parâmetros β assumem a forma apresentada na equação 14:

$$-2 \log Q (H_0) = -t \sum_{i=1}^r \log[(1-\lambda_i^*)/(1-\lambda_i)],$$

para $i = 1, \dots, r$ (14)

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

a) $\beta_{Sorocaba} = 0$ (15)

b) $\beta_{Bauru} = 0$ (16)

c) $\beta_{Marília} = 0$ (17)

d) $\beta_{Sorocaba} = \beta_{Bauru} = \beta_{Marília}$ (18)

As hipóteses nulas descritas em (15), (16) e (17) testam se os mercados podem ser considerados integrados no período analisado. O grau de integração entre os mercados é testado a partir da hipótese (18).

Com relação ao parâmetro α , a significância indica que a variável preço não é exógena fraca com relação ao parâmetro de longo prazo, β e vice-versa. A exogeneidade fraca significa que a variável não reage ante as mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo. As hipóteses sobre os parâmetros α também assumem a forma da equação (14) (HARRIS, 1995). As seguintes hipóteses nulas (H_0) são testadas para analisar a exogeneidade:

a) $\alpha_{Sorocaba} = 0$ (19)

b) $\alpha_{Bauru} = 0$ (20)

c) $\alpha_{Marília} = 0$ (21)

d) $\alpha_{Sorocaba} = \alpha_{Bauru} = \alpha_{Marília}$ (22)

Fonte de dados

Os dados utilizados no presente trabalho têm frequência mensal e são do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA). Os mesmos encontram-se no Informativo CEPEA – SETOR FLORESTAL.

Os preços da madeira em tora em pé de eucalipto são das regiões de Itapeva (SP) e Bauru (SP) e referem-se ao período de maio de 2002 a dezembro de 2007. A distância entre essas duas cidades é de, aproximadamente, 270 km (ABCR, 2009).

Já os preços da madeira serrada de eucalipto são das regiões de Sorocaba (SP), Bauru (SP) e Marília (SP) e compreende ao período de janeiro de 2002 a dezembro de 2007. A distância entre Sorocaba e Bauru é, aproximadamente, 260 km, enquanto a distância entre Sorocaba e Marília é cerca de 300 km e de Bauru e Marília é 105 Km (ABCR, 2009).

Não se trabalhou com um período maior e com mais regiões, porque alguns dados não estavam disponíveis. Segundo a Equipe Economia Florestal - CEPEA/ESALQ/USP todas as informações sobre os preços dos produtos florestais coletadas pelo CEPEA são publicadas no Informativo CEPEA - SETOR FLORESTAL que começou ser divulgado em no ano de 2002.

Ressalta-se que se utilizaram preços nominais em R\$/estéreo para a madeira em tora em pé de eucalipto e em R\$/m³ para a madeira serrada de eucalipto, pois quando os preços são deflacionados, uma tendência é criada nos mesmos e quando se roda uma co-integração, este método vai justamente procurar uma tendência comum nos preços. Então, não faz sentido adicionar uma tendência (deflacionando) antes de rodar a co-integração. Ao deflacionar duas séries de preços se criam novas séries que correspondem à primeira multiplicada por um índice de deflação. Como o mesmo deflator é utilizado nas duas séries, ao rodar o teste de co-integração, o modelo vai encontrar uma tendência comum entre estas duas séries por causa do índice de deflação em comum entre elas, e não por que realmente existe uma tendência comum entre as séries, conforme observou Siqueira (2007) numa análise semelhante à do presente trabalho, porém com o mercado brasileiro de leite.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Comportamento dos preços da madeira de eucalipto

Para se verificar o comportamento dos preços da madeira em tora em pé de eucalipto e da madeira serrada de eucalipto nas regiões de Itapeva, Bauru, Sorocaba e Marília, é relevante observar a Tabela 1, que apresenta a TGC dos preços da madeira, bem como o esboço do gráfico na Figura 1.

Nota-se na Tabela 1 e na Figura 1, que os preços da madeira de eucalipto cresceram nos últimos meses, tanto os da madeira em tora em pé em Itapeva e Bauru, quanto os da madeira serrada em Bauru, Sorocaba e Marília.

Os preços da madeira em tora em pé cresceram em média 1,3% e 1,6% ao mês, em Itapeva e Bauru, respectivamente. Já os preços da madeira serrada cresceram a uma taxa média mensal de 1,4%, 0,8% e 1,0% em Bauru, Marília e Sorocaba, respectivamente (Tabela 1).

Esse crescimento dos preços da madeira pode ser explicado pelo baixo crescimento das áreas

plantadas no Brasil com o fim da política de incentivos fiscais ao reflorestamento, no ano de 1988, e pelo aumento do consumo dessa matéria-prima, devido ao crescimento exportação da indústria brasileira que tem como base madeira de reflorestamento (VALVERDE *et al.*, 2005; SOARES, 2006).

Observa-se na Figura 1 que as séries de preços mensais da madeira de eucalipto, se movimentaram juntas no período analisado, indicando uma possível co-integração das regiões.

Todavia, esta afirmação deve ser examinada criteriosamente. Sendo assim, procedeu-se à verificação econométrica da co-integração dos mercados da madeira em tora em pé de eucalipto e da madeira serrada de eucalipto. Mais especificamente, realizou-se a análise de co-integração dos preços da madeira em tora em pé de eucalipto e da madeira serrada de eucalipto nas praças de Bauru, Sorocaba e Marília, bem como da transmissão de preços e da integração do mercado.

Tabela 1. Taxas geométricas de crescimento (TGC) dos preços da madeira de eucalipto.

Table 1. Geometric growth rates (TGC) of eucalyptus wood prices.

Praças	Unidade	TGC (% ao mês)	
		Madeira em tora em pé	Madeira serrada
Itapeva	R\$/estéreo	1,3400 *	-
Bauru	R\$/estéreo	1,6755 *	1,4916 *
Marília	R\$/m ³	-	0,8521 *
Sorocaba	R\$/m ³	-	1,0271 *

Fonte: Dados da Pesquisa.

* significativo em nível de 1%.

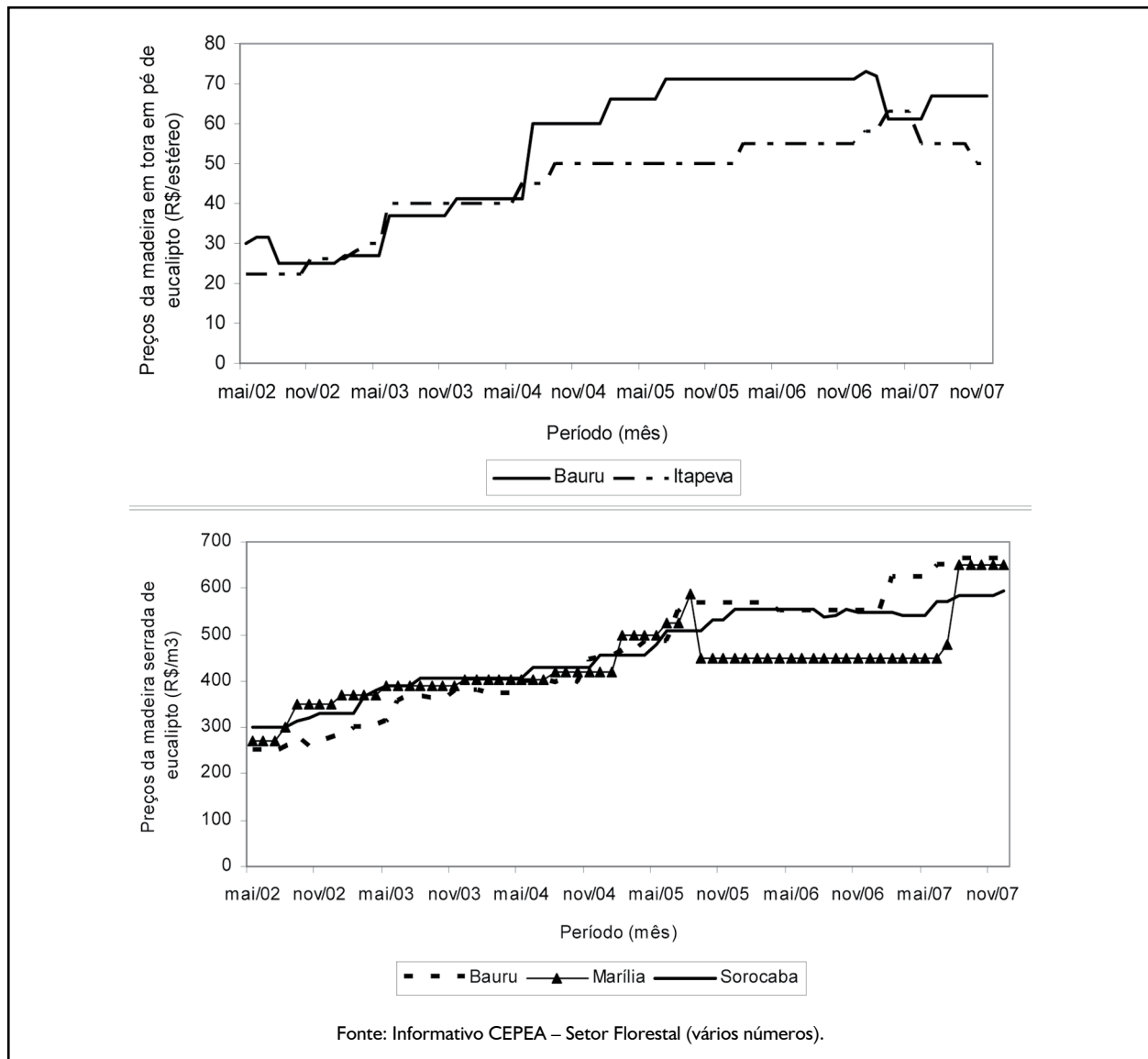


Figura 1. Comportamento dos preços da madeira de eucalipto.

Figure 1. Performance of eucalyptus wood prices.

Análise da integração do mercado da madeira de eucalipto

Teste de raiz unitária

Os resultados do teste de ADF em nível para as séries mensais de preços da madeira em tora em pé de eucalipto e da madeira serrada de eucalipto estão apresentados na Tabela 2.

Os resultados descritos na Tabela 2 sinalizam que as séries de preços sob análise 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 estas séries passam a serem estacionárias em primeira diferença, indicando que elas são integradas de ordem um, isto é, apenas uma diferenciação é suficiente para torná-las estacionárias (Tabela 3).

Testes de Johansen para co-integração

Como foi constatado por meio dos testes de raiz unitária que a série de preço da madeira de eucalipto possui a mesma ordem de integração, seguiu-se para a próxima etapa que é a análise de co-integração.

Segundo os critérios razão de verossimilhança (LR), Akaike, Schwarz e Hannan Quinn, o modelo VAR para a série de preços da madeira em tora em pé de eucalipto deve possuir uma defasagem (Tabela 4).

No caso da série de preços da madeira serrada de eucalipto, os critérios razão de verossimilhança (LR) indicaram que o modelo VAR deve possuir três defasagens. Entretanto, segundo os demais critérios (Akaike, Schwarz e Hannan Quinn) o modelo VAR para a série de preços da madeira serrada deve possuir uma defasagem (Tabela 5). Sendo assim, optou-se pelo VAR (1).

Tabela 2. Resultados do teste ADF em nível para as séries mensais de preços da madeira de eucalipto.

Table 2. Results of the ADF test in level for monthly series of eucalyptus wood prices.

Séries	Modelos	Estatísticas do teste ADF			
		Valores críticos		Madeira serrada	Madeira em tora em pé
		$\tau_{\alpha}=0,01$	$\tau_{\alpha}=0,05$	$\tau_{\text{calculado}}$	$\tau_{\text{calculado}}$
Preço em Itapeva	Com intercepto e tendência	-4,10	-3,47	-	-0,88
	Somente com intercepto	-3,53	-2,90	-	-2,03
	Sem intercepto e sem tendência	-2,59	-1,94	-	1,00
Preço em Bauru	Com intercepto e tendência	-4,10	-3,47	-2,77	-1,21
	Somente com intercepto	-3,53	-2,90	-0,34	-1,22
	Sem intercepto e sem tendência	-2,59	-1,94	2,51	0,91
Preço em Sorocaba	Com intercepto e tendência	-4,10	-3,47	-1,87	-
	Somente com intercepto	-3,53	-2,90	-0,73	-
	Sem intercepto e sem tendência	-2,59	-1,94	1,35	-
Preço em Marília	Com intercepto e tendência	-4,10	-3,47	-2,23	-
	Somente com intercepto	-3,53	-2,90	-0,87	-
	Sem intercepto e sem tendência	-2,59	-1,94	1,30	-

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 3. Resultados do teste de ADF em primeira diferença para as séries mensais de preços da madeira de eucalipto.

Table 3. Results of the ADF test in first difference for the monthly series of eucalyptus wood prices.

Séries	Modelos	Estatísticas do teste ADF			
		Valores críticos		Madeira serrada	Madeira em tora em pé
		$\tau_{\alpha}=0,01$	$\tau_{\alpha}=0,05$	$\tau_{\text{calculado}}$	$\tau_{\text{calculado}}$
Preço em Itapeva	Com intercepto e tendência	-4,10	-3,47	-	-8,61
	Somente com intercepto	-3,53	-2,90	-	-8,19
	Sem intercepto e sem tendência	-2,59	-1,94	-	-7,96
Preço em Bauru	Com intercepto e tendência	-4,10	-3,47	-8,92	-8,11
	Somente com intercepto	-3,53	-2,90	-8,98	-8,12
	Sem intercepto e sem tendência	-2,59	-1,94	-7,88	-7,98
Preço em Sorocaba	Com intercepto e tendência	-4,10	-3,47	-7,90	-
	Somente com intercepto	-3,53	-2,90	-7,94	-
	Sem intercepto e sem tendência	-2,59	-1,94	-6,83	-
Preço em Marília	Com intercepto e tendência	-4,10	-3,47	-8,77	-
	Somente com intercepto	-3,53	-2,90	-8,81	-
	Sem intercepto e sem tendência	-2,59	-1,94	-8,58	-

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 4. Número de defasagens do modelo VAR para a série de preços da madeira de eucalipto em tora em pé.
Table 4. Number of discrepancies of the VAR model for the series of timber prices.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	46.72196	NA	0.000810	-1.442644	-1.374027	-1.415703
1	185.3226	263.7884*	1.05e-05*	-5.784602*	-5.578750*	-5.703779*
2	185.8702	1.006840	1.18e-05	-5.673233	-5.330147	-5.538529
3	186.5873	1.272249	1.31e-05	-5.567333	-5.087012	-5.378747
4	186.7577	0.291314	1.49e-05	-5.443797	-4.826242	-5.201329
5	187.2970	0.887211	1.67e-05	-5.332161	-4.577371	-5.035812
6	187.8084	0.808309	1.88e-05	-5.219625	-4.327601	-4.869394

Fonte: Dados da Pesquisa.

* indica a ordem selecionada pelo critério.

Tabela 5. Número de defasagens do modelo VAR para a série de preços da madeira serrada de eucalipto.
Table 5. Number of discrepancies of the VAR model for the price series of eucalyptus sawnwood.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	175.8683	NA	1.07e-06	-5.238433	-5.138904	-5.199104
1	390.4156	403.0888	2.10e-09*	-11.46714*	-11.06902*	-11.30982*
2	393.3938	5.324752	2.53e-09	-11.28466	-10.58795	-11.00936
3	405.8101	21.07001*	2.29e-09	-11.38818	-10.39289	-10.99489
4	409.8385	6.469874	2.69e-09	-11.23753	-9.943643	-10.72625
5	412.6840	4.311392	3.28e-09	-11.05103	-9.458554	-10.42177
6	420.6369	11.32688	3.46e-09	-11.01930	-9.128235	-10.27205

Fonte: Dados da Pesquisa.

* indica a ordem selecionada pelo critério.

Com relação à escolha do modelo de estimação para a série de preços da madeira em tora em pé de eucalipto, aplicou-se aquele que não considera tendências determinísticas lineares nos dados em nível, mas equações de co-integração somente com intercepto, pois o p-valor do componente de tendência foi não significativo nas duas séries de preço em nível.

Por outro lado, para a série de preços da madeira serrada de eucalipto, optou-se pelo modelo que considera tendências determinísticas lineares nos dados em nível, mas equações de co-integração somente com intercepto, uma vez que o p-valor do componente de tendência foi significativo nas três séries de preço em nível.

Os resultados do teste de co-integração de Johansen para determinar o número de vetores de co-integração, obtidos pelos testes do traço e do máximo autovalor, estão na Tabela 6.

Com base nos resultados apresentados na Tabela 6, pode-se inferir que as séries mensais de preços da madeira em tora em pé de eucalipto nas praças

de Itapeva e Bauru não são co-integradas, uma vez que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração foi aceita em nível de 5%.

Os resultados do teste de causalidade de Granger para a série de preços da madeira em tora em pé de eucalipto indicou ausência de causalidade (com duas defasagens) entre as regiões de Itapeva e Bauru, pois as duas hipóteses nulas não são rejeitadas (Tabela 7). Deste modo, pode-se dizer que esses mercados não são integrados e agem independentes. Isto, talvez, possa ser devido ao fato de a madeira em tora em pé ter um baixo valor não compensando transportá-la por longas distâncias.

Todavia, observa-se que a série de preços da madeira serrada de eucalipto nas praças de Sorocaba, Bauru e Marília são co-integradas. Os testes do traço e do máximo autovalor indicaram dois vetores de co-integração (Tabela 6). Tal fato sugere que o mercado da madeira serrada seja eficiente na difusão de informações e nas operações de arbitragem.

Tabela 6. Resultados do teste de co-integração de Johansen para as séries mensais de preços da madeira de eucalipto.
Table 6. Results of the Johansen co-integration test for the monthly series of prices of eucalyptus wood.

Séries	Hipótese nula	Teste do Traço	Valor Crítico (5%)	Teste do máximo autovalor	Valor Crítico (5%)
Preço da madeira em tora em pé de eucalipto	r=0	20.01062*	20.26184	10.72780*	15.89210
	r≤1	9.282821	9.164546	9.282821	9.164546
Preço da madeira serrada de eucalipto	r=0	49.03103	35.19275	27.27831	22.29962
	r≤1	21.75272	20.26184	16.44220	15.89210
	r≤2	5.310519 *	9.164546	5.310519 *	9.164546

Fonte: Dados da pesquisa.

* indica aceitação da hipótese nula a 5% de significância.

Tabela 7. Resultados do teste de causalidade de Granger para as séries mensais de preços da madeira em tora em pé de eucalipto em Itapeva, Bauru, janeiro de 2002 a dezembro de 2007.

Table 7. Results of the Granger causality test for the monthly series of timber prices in Itapeva, Bauru, from January 2002 to December 2007.

Hipótese nula	Obs.	F-Estatístico	P-valor
Bauru Granger não causa Itapeva	65	1,19009	0,31127
Itapeva Granger não causa Bauru	65	0,22067	0,80263

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: realizou-se o teste padrão de causalidade de Granger em primeira diferença.

Deste modo, prossegue-se para a análise do vetor de co-integração apenas da série de preços da madeira serrada de eucalipto nas praças de Sorocaba, Bauru e Marília.

Com os resultados do teste de causalidade de Granger para o mercado da madeira serrada de eucalipto foram obtidas as seguintes relações de causalidade (com duas defasagens): Marília causa Sorocaba, Bauru causa Sorocaba e Sorocaba causa Bauru.

Assim, pode-se sugerir que os preços em Sorocaba são influenciados pela região de Marília e Bauru e que os preços de Bauru sofrem influência dos preços de Sorocaba. Além disso, pode-se considerar que Marília é um pólo que transmite choques (alterações) de preços aos demais mercados (Tabela 8).

Ressalta-se que o teste de causalidade de Granger para o mercado da madeira serrada de eucalipto foi conduzido dentro da estrutura do modelo VAR, no qual os preços regionais para um mercado são regredidos sobre os valores defasados de preços em outro mercado. Assim, coeficientes significativos implicam que choques

de preços em um mercado ocasionam respostas significativas em outros com defasagens de tempo (ROSADO, 2006).

Deste modo, optou-se por estimar o VEC, com as variáveis na seguinte ordem: Sorocaba, Bauru e Marília. Os resultados dessa análise estão na Tabela 9.

Nota-se que os coeficientes encontrados em valor absoluto são elevados, o que sugere que estas regiões, por serem distante de Marília, tenham, dentre outros fatores, custos de transferência elevados (Tabela 9).

Os resultados do teste de significância de restrição sobre o parâmetro β , apresentados na Tabela 10, mostram que todos os três mercados participam efetivamente do equilíbrio de longo prazo, sendo, assim, importante no espaço de co-integração, ou seja, os mercados são integrados. Mas, os resultados da Tabela 10 revelam que a lei do preço único não foi verificada para o mercado da madeira serrada no período analisado. Assim, pode-se dizer que a alteração de preços em um mercado não é completamente transmitida ao outro mercado no longo prazo.

Tabela 8. Resultados do teste de causalidade de Granger para as séries mensais de preços da madeira serrada de eucalipto em Bauru, Sorocaba e Marília, janeiro de 2002 a dezembro de 2007.

Table 8. Results of the Granger causality test for the monthly series of eucalyptus sawnwood prices in Bauru, Sorocaba and Marília, from January 2002 to December 2007.

Hipótese nula	Obs.	F-Estatistic	P-valor
Bauru Granger não causa Sorocaba	70	8,685340	0,0130
Marília Granger não causa Sorocaba	70	4,066795	0,1009
Sorocaba Granger não causa Bauru	70	4,584646	0,1010
Marília Granger não causa Bauru	70	2,171701	0,3376
Sorocaba Granger não causa Marília	70	0,106670	0,9481
Bauru Granger não causa Marília	70	0,800903	0,6700

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Realizou-se o teste de causalidade de Granger no modelo VAR.

Tabela 9. Estimativa do parâmetro de longo prazo (β) para as séries mensais de preços da madeira serrada de eucalipto em Sorocaba, Bauru e Marília, janeiro de 2002 a dezembro de 2007.

Table 9. Long-term estimate of β parameter for the monthly price series of eucalyptus sawnwood in Sorocaba, Bauru and Marília, from January 2002 to December 2007.

Região	Sorocaba	Bauru
	1,000000	1,000000
Marília	-1,035012 * (0,17872) **	-1,516184 * (0,24990) **
Constante	0,150807	3,086226

Fonte: Dados da pesquisa.

* significativo em nível de 1%; ** desvio padrão.

Com relação à estimação do vetor de Correção de Erro (VEC), esta tem por objetivo analisar os ajustamentos de curto prazo que ocorrem nas séries co-integradas, que são as relações de equilíbrio no longo prazo (NOGUEIRA, 2001). Os resultados dessas estimativas encontram-se no Tabela 11.

Considerando a relação entre regiões distintas, verifica-se que, em relação a Marília, Sorocaba respondeu, rapidamente, ao desequilíbrio de preço de Bauru (0,126762) e Bauru ao de Sorocaba (0,265148). Bauru foi a região que respondeu mais rapidamente ao próprio desequilíbrio de preços em relação a Marília (-0,224945). Em outras palavras, em relação a Marília, pode-se inferir que 12,67% do desequilíbrio de preço de curto prazo referente à trajetória de longo prazo são corrigidos a cada mês entre Sorocaba e Marília, indicando que precisaria de, aproximadamente, 8 meses para corrigir o desequilíbrio de preços, ou seja, para os preços se igualarem entre as regiões. Raciocínio análogo pode ser aplicado aos demais casos (Tabela 11).

Por outro lado, os testes de hipótese sobre o parâmetro β , revelam que na série de preços de So-

rocaba e Bauru a hipótese de exogeneidade fraca é rejeitada, isto é, os níveis dos preços nessas regiões reagem a desequilíbrios transitórios que ocorrem nos níveis de preços de Marília. Já a série de preços de Marília se revela exógena fraca com respeito ao equilíbrio de longo prazo. De outro modo, o preço em Marília influencia os preços em Sorocaba e Bauru. Então, esses resultados confirmam a ordem de inclusão das variáveis no modelo VEC. Além disso, constatou-se que ambos os mercados retornam a um dado desequilíbrio a velocidades estatisticamente iguais (Tabela 12).

Aparentemente, os resultados encontrados no presente trabalho têm sentido econômico, pois a expectativa era de que no mercado da madeira serrada, onde os preços foram elevados no período analisado (entre R\$ 250,00 e R\$ 650,00 o m³) (CEPEA, 2008), fosse observada integração; e no mercado da madeira em pé, onde os preços foram menores (entre R\$ 20,00 e R\$ 70,00 o estéreo) (CEPEA, 2008), fosse observada independência. Acredita-se que isso aconteceu porque, quando o preço da madeira foi mais alto compensou transportá-la por distâncias maiores e vice-versa.

Tabela 10. Teste de significância de restrição sobre o parâmetro β do vetor de co-integração.

Table 10. Test of restriction significance on the β parameter co-integration vector.

Hipótese nula	χ^2	Valor crítico (5%)
$\beta_{\text{Sorocaba}} = 0$	16,06881 *	3,84
$\beta_{\text{Bauru}} = 0$	18,26587 *	3,84
$\beta_{\text{Marília}} = 0$	12,47325 *	3,84
$\beta_{\text{Marília}} = \beta_{\text{Sorocaba}} = 0$	7,382865 *	3,84
$\beta_{\text{Marília}} = \beta_{\text{Bauru}} = 0$	7,265553 *	3,84

Fonte: Resultados da pesquisa.

* rejeição a 5% de significância.

Tabela 11. Estimação do coeficiente de ajustamento (α) do modelo VEC referente à variável preço da madeira serrada de eucalipto, janeiro de 2002 a dezembro de 2007.

Table 11. Estimate of the adjustment coefficient (α) of the VEC model regarding the variable eucalyptus sawnwood price, from January 2002 to December 2007.

Correção de Erro:	LN(Sorocaba)	LN (Bauru)
LN (Sorocaba, LN Marília)	-0,216485 * (0,06690)**	0,265148 * (0,10904)**
LN (Bauru, LN Marília)	0,126762 * (0,04773)**	-0,224945 * (0,07778)**

Fonte: Dados da pesquisa.

* significativo em nível de 1% de probabilidade

** desvio padrão.

Tabela 12. Teste de significância de restrição sobre o parâmetro α do vetor de co-integração.

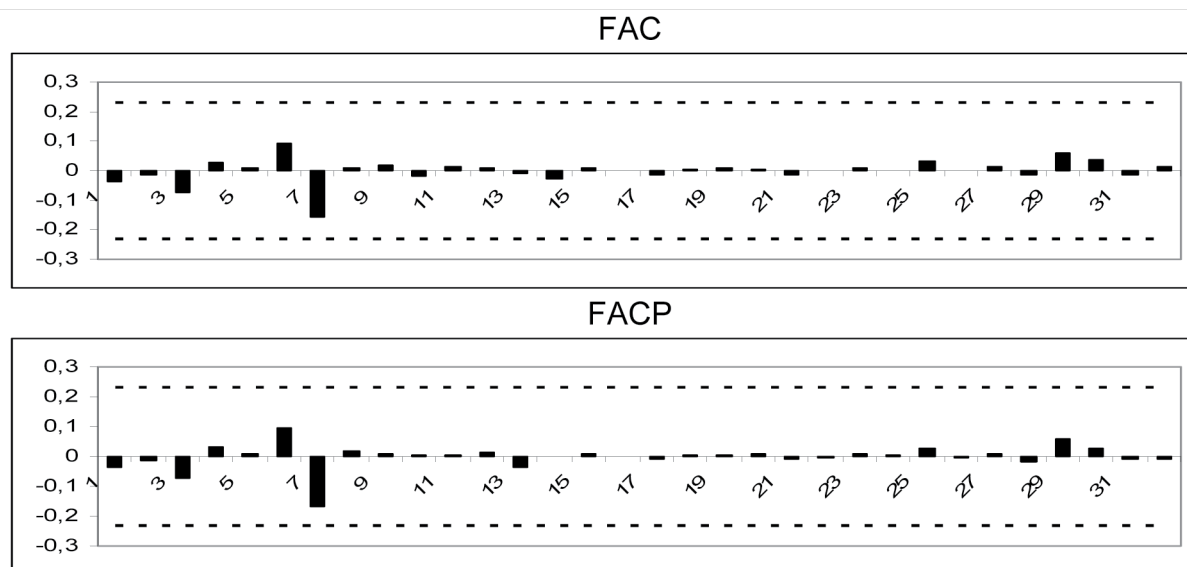
Table 12. Test of restriction significance on the α parameter of the co-integration vector.

Hipótese nula	χ^2	Valor crítico (5%)
$\beta_{\text{Sorocaba}} = 0$	10,62*	3,84
$\beta_{\text{Bauru}} = 0$	8,36*	3,84
$\beta_{\text{Marília}} = 0$	2,44**	3,84
$\beta_{\text{Marília}} = \beta_{\text{Sorocaba}} = 0$	2,29**	3,84
$\beta_{\text{Marília}} = \beta_{\text{Bauru}} = 0$	0,83**	3,84

Fonte: Resultados da pesquisa.

* rejeição a 5% de significância.

** Aceitação a 5% de significância.



Fonte: Resultados da Pesquisa.

Figura 2. Correlograma dos resíduos do VEC.
Figure 2. Residue correlogram of the VEC.

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 (Figura 2). Destarte, pode-se dizer que o modelo apresenta-se satisfatório para as estimações realizadas.

CONCLUSÕES

As informações obtidas neste trabalho permitiram concluir que os mercados da madeira serrada de eucalipto das regiões de Sorocaba, Bauru e Marília são integrados espacialmente via preços, ou seja, existe relação de equilíbrio de longo prazo entre eles. Mas, apesar de serem integrados, a lei do preço único não foi verificada, isto é, a integração desses mercados não foi perfeita no período analisado.

Concluiu-se, também, que as regiões de Marília e Bauru transmitem alterações de preços da madeira serrada ao mercado de Sorocaba.

Já, os mercados da madeira em tora em pé de eucalipto das regiões de Itapeva e Bauru não apresentaram integração espacialmente.

Vale ressaltar que, como os mercados da madeira serrada considerados estão funcionando eficientemente, por serem integrados, intervenções governamentais seriam desnecessárias, ou prejudiciais, caso criassem restrições ao fluxo de informações ou às operações de arbitragem. Mas, para o mercado da madeira em tora em pé intervenções governamentais no sentido de melhorar, principalmente, questões que influenciam as operações de arbitragem poderiam ser positivas.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) pelo financiamento, à Universidade Federal de Viçosa (UFV) pelo fornecimento da estrutura e pessoal e à Equipe de Economia Florestal do CEPEA/ESALQ/USP pelo esclarecimento de questões relacionadas aos preços dos produtos florestais coletados pelo Centro.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABCR - ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE CONCESSIONÁRIAS DE RODOVIÁRIAS. Disponível em: <<http://www.abcr.org.br>>. Acesso em: 16/04/2009.
- ABIMCI - ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DA INDÚSTRIA DE MADEIRA PROCESSADA MECANICAMENTE. **Estudo setorial 2007: indústria de madeira processada mecanicamente**. Disponível em: <http://www.abimci.com.br/importancia_setor.html>. Acesso em: 10/03/2008.
- ABRAF - ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PRODUTORES DE FLORESTAS PLANTADAS. **Anuário estatístico da ABRAF**. 2006. CD-ROM.
- 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, v.33, n.4, p.43-59, 1995.

- BASU, J.P. **Cointegration and market integration: an application to the potato markets in rural West Bengal, India.** 2006. Disponível em: http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf_view.pl?paperid=22101&ftype=.pdf. Acesso em: 28/03/2008.
- 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, v.34, n.3, p.147-172, 1996.
- BRACELPA - ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE CELULOSE E PAPEL. **Relatório estatístico florestal.** 2006. Disponível em: <http://www.ipef.br/estatisticas/relatorios/Bracelpa-Relatorio_Estatistico_Florestal-2006-ENG.pdf>. Acesso em: 3/02/2008.
- CEPEA - CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. **Informativo CEPEA Setor Florestal.** Vários números. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br>>. Acesso em: 11/02/2008.
- COELHO, A.B. A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, 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. 94p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural), Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1996.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series.** New York: John Wiley, 1995. 433p.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Menasha, v.55, p.251-276, 1987.
- EIEWS. **User's guide: versão 5.0.** Irvine: QMS, 2004. 978 p.
- FONTES, A.A.; SILVA, M.L.; LIMA, J.E. Integração espacial no mercado mineiro de carvão vegetal. **Revista Árvore**, Viçosa, v.29, n.6, p.937-946, 2005.
- GOODWIN, B.K.; SCHROEDER, T.C. Cointegration test and spatial price linkages in regional cattle markets. **American Journal of Agricultural Economics**, Ames, v.73, p.452-464, 1991.
- GUJARATI, D.N. **Econometria básica.** 3.ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.
- HARRIS, R.I.D. **Using cointegration analysis in econometric modelling.** London: Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, 1995. 176p.
- JUNG, C.; DOROODIAN, K. The law of one price for U.S. softwood lumber: a multivariate cointegration test. **Forest Science**, Bethesda, v.40, n.4, p.595-600, 1994.
- KRUGMAN, P.R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política.** 6.ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005. 558p.
- MARGARIDO, M.A. **Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil.** 2001. 74p. Tese (Doutorado em Ciências – Área de Concentração: Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2001.
- NAGUBADI, V.; MUNN, I.A.; TAHAI, A. Integration of hardwood stumpage market in the south central United States. **Journal of Forest Economics**, Amsterdam, v.7, n.1, p. 69-98, 2001.
- NANANG, D.M. A multivariate cointegration test of the law of one price for Canadian softwood lumber market. **Forest Policy and Economics**, Amsterdam, v.1, p.347-355, 2000.
- NOGUEIRA, F.T.P. **Integração espacial e efetividade do "Hedge" no mercado brasileiro de café arábica.** 2001. 147p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2001.
- NOGUEIRA, F.T.P. **Integração dos mercados interno e externos de café.** 2005. 142p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2005.
- ROSADO, P.L. **Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos.** 2006. 117p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.
- SEDDIGHI, H.R.; LAWYER, K.A.; KATOS, A.V. **Econometrics: a practical approach.** London: Routledge, 2000. 396p.

- SEXTON, R.J.; KLING, C.L.; CARMAN, H.F. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to U.S. celery. *American Journal of Agricultural Economics*, Ames, v.73, n.3, p.569-580, 1991.
- SILVA, M.L.; OLIVEIRA, R.J.; VALVERDE, S.R.; MACHADO, C.C.; PIRES, V.A.V. Análise do custo e do raio econômico de transporte de madeira de reflorestamentos para diferentes tipos de veículos. *Revista Árvore*, Viçosa, v.31, n.6, p.1073-1079, 2007.
- SILVIMINAS - ASSOCIAÇÃO MINEIRA DE SILVICULTURA. *Eucalipto*. Disponível em: <<http://www.silviminas.com.br>>. Acesso em: 20/03/2008.
- SILVIMINAS - ASSOCIAÇÃO MINEIRA DE SILVICULTURA. **Perspectivas e tendências do abastecimento da madeira para a indústria de base florestal no Brasil: uma contribuição à construção e acompanhamento dos cenários futuros**. 2006. Disponível em: <[http://www.showsite.com.br/silviminas/html/AnexoCampo /CENÁRIO.pdf](http://www.showsite.com.br/silviminas/html/AnexoCampo/CENÁRIO.pdf)>. Acesso em: 22/03/2008.
- SIQUEIRA, K.B. **The dynamics of farm milk prices formation in Brazil**. 2007. 126p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2007.
- SOARES, N.S. **Potencial de implantação de um contrato futuro da madeira de reflorestamento**. 2006. 121p. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.
- SUSANTO, C.P.R.D.; ADCOCK, F.J. **Market integration in the North American onion markets: an empirical analysis using panel data**. 2007. Disponível em: <http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf_view.pl?paperid=25203&ftype=.pdf>. Acesso em: 28/03/2008.
- TOPPINEN, A.; TOIVONEN, R. Roundwood market integration in Finland: a multivariate cointegration analysis. *Journal of Forest Economics*, Umea, v. 4, n. 3, p. 241 – 266, 1998.
- VALVERDE, S.R.; SOARES, N.S.; SILVA, M.L.; JACOVINE, L.A.G.; NEIVA, S.A. Reflexões sobre o mercado da madeira de eucalipto no Brasil. *Revista da Madeira*, Curitiba, v.15, n.87, p.12-18, 2005.
- VCP - VOTORANTIM CELULOSE E PAPEL. **Sustainable growth with value creation and solid returns**. São Paulo: VCP, 2004. 28p.
- VERBEEK, M. **A guide to modern econometrics**. Chichester: John Wiley, 2000. 386p.
- YIN, R.; BAEK, J. Is there a single national lumber market in the United States? *Forest Science*, Bethesda, v.51, n.2, p.155-164, 2005.
- YIN, R.; NEWMAN, D.H.; SIRY, J. Testing for market integration among southern pine regions. *Journal of Forest Economics*, Umea, v.8, p.151-166, 2002.

Recebido em 21/10/2008

Aceito para publicação em 11/05/2009

