



TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO BRASILEIRO DE SOJA

ELIANE PINHEIRO DE SOUSA; ANTÔNIO CARVALHO CAMPOS;

UFV

VIÇOSA - MG - BRASIL

pinheiroeliane@hotmail.com

APRESENTAÇÃO ORAL

Comercialização, Mercados e Preços

Transmissão de preços no mercado brasileiro de soja

Grupo de Pesquisa: COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS

Resumo

Este estudo estima as elasticidades de transmissão entre pares de preços para a soja produzida no Mato Grosso e Paraná; Mato Grosso e Rio Grande do Sul; e Paraná e Rio Grande do Sul, com o intuito de testar a validade da Lei do Preço Único entre esses mercados. Os dados empregados correspondem às médias mensais dos preços nesses estados, obtidos junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) da ESALQ / USP, para o período de janeiro de 2001 a fevereiro de 2008. Para tal, utilizam-se testes de raiz unitária e de co-integração de Johansen, estimação da função impulso-resposta, decomposição da variância dos erros de previsão e estimação e análise do modelo vetorial de correção de erro (VEC). Os resultados indicam que o primeiro par de preços, Mato Grosso e Paraná, não apresenta relação de co-integração, porém os outros dois pares apresentam-se co-integrados e que as variações de preços de longo prazo, ocorridas no Rio Grande do Sul, são transmitidas quase que totalmente para os preços da soja no Paraná e no Mato Grosso. Dessa forma, esses mercados poderiam ser considerados perfeitamente integrados se a hipótese de perfeita integração entre mercados não tivesse sido rejeitada quando restrições foram impostas no coeficiente de relacionamento de longo prazo. Portanto, a Lei do Preço Único não foi perfeitamente verificada nesses mercados de soja.

Palavras-chaves: transmissão de preços, Lei do Preço Único, mercados de soja.

Abstract

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

This study estimates the price transmission elasticities between pairs of soybean prices for the states of Mato Grosso and Paraná; Mato Grosso and Rio Grande do Sul; and Paraná and Rio Grande do Sul in order to test the validity of the Law of One Price among those markets. The data correspond to the monthly average soybean prices for those states, extracted from the Center of Advanced Studies for Applied Economy (CEPEA) of ESALQ / USP, over the January, 2001 to February, 2008 period. The analytical framework includes tests for unitary root and Johansen's co-integration, the estimation of impulse-response function, the decomposition of the variance of the forecasting error and the vector error correction model (VEC). The results indicate that the first pair of prices did not present any co-integration relationship, however the other two pairs were co-integrated and the variations of prices in the long run, occurred in Rio Grande do Sul, are almost fully transmitted to the soybean prices in Paraná and Mato Grosso. Thus, those markets could be considered perfectly integrated if the hypothesis test of perfect integration between those markets was rejected under the restrictions imposed on the relationship coefficient in the long run. Therefore, the Law of the One Price was not perfectly validate for those soybean markets.

Key Words: transmission of prices, Law of One Price, soybean markets.

1. INTRODUÇÃO

A soja é um dos produtos agrícolas mais amplamente comercializados no mundo, provavelmente por causa da variedade de formas de consumo que se estendem desde alimentação (humana e animal) até a indústria farmacêutica e siderúrgica. Essa diversidade é possível porque as indústrias de processamento de soja produzem subprodutos, farelo e óleo, que se constituem em importante insumo para diferentes setores industriais (FREITAS et al., 2001).

De acordo com dados da Companhia Nacional de Abastecimento – CONAB (2008), a produção nacional de soja é de 59,6 milhões de toneladas, superior à safra anterior em 2,1% (1,2 milhões de toneladas). Esse aumento pode ser atribuído às boas condições climáticas aliado ao alto nível tecnológico. Desse total produzido, 63,7% estão concentrados nos estados do Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul, que se constituem áreas de interesse do presente estudo. A produção do Mato Grosso está estimada em 17,7 milhões de toneladas, 29,7% do total da produção brasileira; o Paraná deverá colher 12,0 milhões de toneladas, o que corresponde a 20,2% da produção nacional e no Rio Grande do Sul, a produção está estimada em 8,2 milhões de toneladas, perfazendo 13,8% da produção nacional.

Esses avanços na produção resultante do progresso tecnológico somente resultarão em completa eficiência econômica, se as principais regiões produtoras operarem de forma integrada para que os eventuais déficits ou superávits em cada qual reflitam os preços locais, sinalizando as desejadas movimentações de suprimentos, em curto prazo, e ajustes de produção, em médio e longo prazos (BITTENCOURT; BARROS, 1996). Esse enfoque é corroborado por Rosado (2006), o qual destaca a grande importância da análise de integração de mercados para o desenvolvimento econômico de um país, já que favorece a redução de deficiências estruturais em resposta a maior fluxo de informação entre as regiões. Portanto, a integração facilita a tomada de decisão dos agentes envolvidos e contribui para aumentar a



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



eficiência alocativa no mercado, além de possibilitar maior especialização e comércio, o que gera melhoria no bem-estar dos produtores e consumidores.

Além da relevância da integração entre os mercados, é importante ressaltar que a maioria dos estudos tem buscado identificar a transmissão de preços entre os mercados interno e externo, mas não entre as regiões de um único mercado interno, que é o que se propõe neste estudo. Sendo assim, este trabalho pretende verificar se a Lei do Preço Único pode ser aplicada entre esses mercados regionais, ou seja, se variações de preços em um mercado pode ser transmitida para os demais mercados.

O artigo está estruturado em quatro seções, além desta parte introdutória. Na seção 1, apresenta-se uma revisão de literatura dos estudos realizados sobre a transmissão de preços no mercado da soja. Os procedimentos metodológicos a serem empregados neste estudo encontram-se descritos na segunda seção. Na terceira seção serão discutidos os resultados. As conclusões serão apresentadas na última seção.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Aguiar e Barros (1991) buscaram verificar as relações entre os preços de soja e derivados nos mercados interno e externo, em nível de atacado e varejo, para o estado de São Paulo nos anos de 1980. As estimativas das elasticidades totais de transmissão de preços mostraram a existência de uma integração perfeita entre os níveis de atacado e varejo e uma integração parcial entre os mercados externo e interno.

Pino e Barros (1994) analisaram a transmissão de preços da soja em grão recebido pelo produtor no mercado interno, representado por Canoas (RS), e no mercado externo pela Bolsa de Chicago - preços de farelo de soja e óleo de soja recebidos pela indústria no mercado interno em São Paulo e no mercado externo pela Bolsa de Chicago. Para tal, empregaram-se modelos de função de transferência relacionando os preços recebidos pelos produtores de soja e pelas indústrias brasileiras aos preços na Bolsa de Chicago (CBOT), constatando que a elasticidade de transmissão de preço da soja em grão aumentou do primeiro período analisado (1985-87) para o segundo período (1988-90).

Lima e Burnquist (1997) investigaram a validade da Lei do Preço Único (LPU) para os preços do mercado internacional de soja em grãos e farelo de soja durante o período de janeiro de 1985 a dezembro de 1995, empregando o método de Johansen. Esse método foi utilizado em um modelo envolvendo os preços do Brasil e dos Estados Unidos (países exportadores) e da Alemanha (país importador). Os resultados indicaram que a LPU não deve ser rejeitada para o mercado da soja em grãos, porém quanto ao farelo de soja, os resultados foram divergentes.

Margarido e Sousa (1998) procuraram verificar a transmissão de preço da soja na Bolsa de Chicago (CBOT) para os preços praticados internamente no Brasil e no Estado do Paraná durante o período entre 1987 e 1997 por meio da análise de séries temporais desenvolvida por Box, Jenkins e Reinsel. Os resultados apontaram que as variações das cotações da soja nos Estados Unidos são transmitidas instantaneamente, sem defasagens, para os preços recebidos pelos produtores do grão no Brasil e no Paraná, porém apenas uma parcela desse total é transferida para os preços internos.

Mafioletti (2001) analisou o processo de formação de preços no complexo soja tanto em níveis do produtor, atacado e varejo, nos mercados interno e externo, quanto entre as



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



principais regiões produtoras e consumidoras de soja e derivados no mercado doméstico. As séries de preços pagos ao produtor para a soja em grão são aquelas vigentes nos estados do Paraná, Mato Grosso, Rio Grande do Sul, Goiás e Mato Grosso do Sul. Para o farelo, foram utilizados os preços praticados em São Paulo e Paraná. Para o óleo de soja, foram empregados os preços praticados em São Paulo, no atacado e varejo, e para as cotações internacionais utilizaram os preços da soja em grão, farelo e óleo obtidos na Bolsa de Chicago (CBOT). Essa análise foi realizada em dois períodos: janeiro de 1982 a dezembro de 1989 e janeiro de 1990 a dezembro de 1999. Para determinar a relação causal entre os preços, o autor empregou o teste de Granger. Os resultados revelaram rapidez de transmissão de preços no setor, indicando a eficiência na transmissão de preços entre os níveis de mercado e entre as regiões estudadas.

As relações de co-integração ou de longo prazo também foram investigadas por Silva et al. (2003) entre os preços da soja, em valores nominais praticados nos mercados brasileiro e norte-americano, no período de janeiro de 1995 a agosto de 2002, valendo-se do método de co-integração de Engle e Granger. Esses autores verificaram a existência de relações de co-integração entre os preços da soja no Brasil e nos Estados Unidos.

Com o intuito de analisar o comportamento dos preços do óleo de soja no mercado varejista da cidade de São Paulo em função de variações das cotações da taxa de câmbio e dos preços internacionais do grão de soja em Rotterdam, para o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2002, Margarido et al. (2004) utilizou testes de causalidade de Granger e testes de co-integração de Johansen, como também função de impulso resposta e a decomposição da variância dos erros. Os testes de causalidade mostraram que a taxa de câmbio e preço internacional da soja afetam o comportamento do preço do óleo de soja, porém, as variáveis não foram co-integradas, ou seja, não houve relacionamento de longo prazo entre elas.

O estudo de Lovadine e Bacchi (2005) também se destinou a analisar a causalidade e transmissão de preços entre mercado brasileiro e internacional para produtos do complexo soja. Esses autores utilizaram-se séries de preços da soja em grão, do farelo e do óleo de soja para o período de janeiro de 1999 a janeiro de 2004. Para verificar a causalidade, os autores empregaram o teste de causalidade de Granger e a metodologia de Box e Jenkins e para testar a co-integração, eles empregaram o método de Engle e Granger. Os resultados indicaram relações causais entre os preços interno e externo do farelo e do óleo de soja, porém não se identificaram relação causal entre os preços interno e externo da soja em grão. Quanto aos preços do farelo e do óleo, constatou-se que os preços internos são antecipados pelos preços externos dos respectivos produtos e as variações são transmitidas com grande intensidade e de forma rápida (até uma semana de defasagem).

A transmissão de preços no mercado internacional da soja também foi estudada por Silva Filho et al. (2005), utilizando os modelos ARMAX e VAR. Esses autores também empregaram causalidade de Granger e teste de co-integração, assim como função de impulso resposta e a decomposição da variância dos resíduos para se verificar o grau de influência das relações propostas. As significâncias estatísticas dos parâmetros das estimações do modelo ARMAX confirmam a transmissão dos preços da soja em grão doméstica para seus derivados e a partir do modelo VAR, verificaram-se que os preços da soja e do farelo domésticos se alinhavam muito bem com o preço da commodity de soja em grão americana, já o preço do óleo de soja apresentou características distintas dos demais segmentos do complexo soja.



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



Outro trabalho que também analisou a transmissão entre os preços da soja nos mercados brasileiro e norte-americano foi o de Costa et al. (2006). Os autores utilizaram os preços do grão de soja praticados nos mercados físico brasileiro e norte-americano, no período compreendido entre janeiro de 1995 a janeiro de 2005. O teste de co-integração empregado foi o procedimento de Engle e Granger, que confirmou a presença de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries de preços estudadas.

Ademais, a quantificação da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional da soja também foi objetivo de estudo de Margarido et al. (2007) que levaram em consideração três séries de preços relevantes: Rotterdam, Argentina e Estados Unidos. O trabalho estima a elasticidade de transmissão desses preços aos preços no Brasil durante o período entre outubro de 1995 e outubro de 2003. Para tal, empregaram-se testes de causalidade e de co-integração. A função de resposta a impulso e a decomposição da variância dos erros também foram utilizadas para avaliar a transmissão de preços internacionais aos preços brasileiros. Além disso, os autores aplicaram um teste de exogeneidade para verificar se as variáveis respondem a desvios de curto prazo em relação aos valores de equilíbrio. Os resultados confirmaram a validade da Lei do Preço Único no longo prazo.

Dentre esses estudos, apenas o de Pino e Barros (1994) e Mafioletti (2001) se preocuparam em verificar não somente a transmissão de preços entre mercado interno e externo, mas também a transmissão inter-regional de preços no mercado brasileiro. Assim, tendo em vista que a transmissão de preços da soja entre as regiões do mercado interno tem sido tão pouco explorada, este estudo pretende contribuir neste sentido, dada a relevância da integração entre esses mercados.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo teórico

O modelo teórico utilizado neste estudo fundamenta-se na Lei do Preço Único (LPU), em que bens idênticos comercializados em países diferentes devem ser vendidos pelo mesmo preço, quando seus preços são expressos em termos da mesma moeda, em mercados sob livre concorrência e na ausência de custos de transporte e barreiras oficiais ao comércio (KRUGMAN e OBSTFELD, 2005).

De acordo com Lima e Burnquist (1997), a LPU expressa uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços estabelecidos em dois ou mais mercados distintos. Cada variação no preço em um mercado está associada a uma variação no preço de equilíbrio nos demais mercados relacionados. Essa relação matemática que caracteriza a LPU pode ser expressa por:

$$P_{it} = \alpha + \beta P_{jt} + u_t \quad (1)$$

Onde P_{it} e P_{jt} são preços logaritimizadas de uma determinada commodity nos mercados de duas regiões i e j , para um dado período de tempo t ; α é uma constante (ou intercepto) e o coeficiente β é a elasticidade de transmissão de preço entre essas regiões consideradas, de



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



modo que variações de preço na região j são plenamente transmitidas para a região i se o valor de β for igual a um. Em contrapartida, variações de preço na região j não ocasionam impactos na região i se o valor de β for igual à zero.

3.2 Modelo analítico

Como os preços P_{it} e P_{jt} são determinados simultaneamente em mercados integrados, tem-se que P_{jt} não é independente de u_t e a aplicação dos Mínimos Quadrados Ordinários geraria estimativas viesadas e inconsistentes. Além disso, geralmente as séries de preços P_{it} e P_{jt} não são estacionárias. Em virtude dessas razões, estimativas da equação (1) através de métodos convencionais, como os Mínimos Quadrados Ordinários, podem não ser confiáveis (BUONGIORNO e UUSIVUORI, 1992). Assim, a estacionariedade das séries deve ser verificada. A análise da estacionariedade pode ser feita por meio de inspeção visual da série, do correlograma (gráfico que relaciona a função de autocorrelação com o número de defasagens) ou através dos testes de raiz unitária, que identificam a ordem de integração das séries.

Dentre os testes de raiz unitária, empregou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que se estende a um modelo auto-regressivo de ordem p ($p > 1$). Enders (1995) afirma que esse teste pode ser representado pela seguinte expressão:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde: $\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i)$ e $\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$

Sendo que α_0 é o intercepto; γ é a ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal; Y representa a variável dependente; Δ representa o operador de diferença e ε_t denota a estrutura do erro, a qual se assume ser idêntica e independentemente distribuída.

A hipótese nula do teste de Dickey-Fuller Aumentado é a existência de uma raiz unitária. Essa hipótese $H_0 : \gamma = 0$ deve ser rejeitada se o valor calculado da estatística t for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário a série é não-estacionária.

Identificada a ordem de integração, busca-se verificar se as séries são co-integradas. De acordo com Lovadine e Bacchi (2005), co-integração significa que séries temporais não-estacionárias e integradas de mesma ordem compartilham tendências estocásticas



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



semelhantes, ou seja, apresentam relação de equilíbrio no longo prazo. Para Engle e Granger (1987), um vetor Y_t é co-integrado de ordem (d, b) definida como $X_t \sim CI(d, b)$, se todas as séries são integradas de mesma ordem, $I(d)$; e se houver um vetor $\beta (\neq 0)$ em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem $d - b$, $Z_t = \beta' X_t \sim I(d - b), b > 0$. Esse vetor é chamado de vetor de co-integração.

A determinação das relações de co-integração entre as variáveis pode ser detectada por vários métodos, sendo que os mais empregados são os métodos de Engle e Granger e de Johansen. O método de máxima verossimilhança de Johansen propõe obter melhores estimativas, testar a presença de mais de um vetor de co-integração e prover testes de razão de verossimilhança sobre os vetores de co-integração, sob a ótica de sistema de variáveis, o que não é o caso do método de Engle e Granger (BITTENCOURT e BARROS, 1996). Desta forma, o método de Johansen foi o escolhido para este trabalho.

A estimação econométrica das relações de preços da soja entre os Estados do Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul baseou-se no modelo de auto-regressão vetorial (VAR). Segundo Babula e Bessler (1990) citado por Bittencourt e Barros (1996), esse modelo busca estimar as respostas de cada variável a choques não antecipados nas demais e estimar a importância de cada variável em termos do poder de previsão do comportamento das demais mediante a decomposição da variância dos erros de previsão.

O modelo VAR de ordem p pode ser expresso por:

$$Y_t = \delta + \Theta_1 Y_{t-1} + \dots + \Theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde cada Θ_j é uma matriz de parâmetros $k \times k$ e ε_t é um vetor k -dimensional de termos ruído branco com matriz de covariância Σ .

A equação (3) pode ser reparametrizada em termos de um modelo vetorial de correção de erro (VEC) descrito como:

$$\Delta Y_t = \delta + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

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

Conforme Harris (1995) citado por Barbosa et al. (2002) e por Margarido et al. (2004), a principal vantagem de se escrever o sistema em termos do modelo de correção de erro está relacionada à incorporação de informações tanto de curto quanto de longo prazo, via ajustes no ΔY_t , as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros Γ_i e Π .

Para se definir o número de vetores de co-integração, precisa-se do posto ou rank (r) da matriz Π . De acordo com Patterson (2000) e Valls (2004), citados por Mayorga et al. (2007), podem-se ter os seguintes casos:



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



- (i) se todos os autovalores de Π são diferentes de zero ($r = n$), esta matriz tem posto completo e, conseqüentemente, todos os componentes de Y_t são estacionários, devendo-se empregar o VAR (p) em nível;
- (ii) se todos os autovalores de Π são iguais a zero ($r = 0$), esta matriz é nula e, conseqüentemente, os componentes de Y_t são no mínimo I(1), devendo-se, assim, utilizar o VAR (p-1) em primeira diferença; e
- (iii) se tem posto reduzido, isto é, $0 < r < n$, tem-se neste caso n-r autovalores diferentes de zero e os componentes de Y_t são no mínimo I(1), devendo-se adotar o VEC e nela estão contidas r relações de co-integração.

Para identificar a presença de vetores de co-integração neste trabalho, utilizaram-se os testes do traço e do máximo autovalor. Segundo Enders (1995), o teste do traço busca testar a hipótese nula de que o número de vetores de co-integração distintos é menor ou igual a r contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que r, podendo ser descrito como:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda'_i) \quad (5)$$

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

O teste do máximo autovalor pretende testar a hipótese nula de que o número de vetores de co-integração é r contra a hipótese alternativa de existência de r+1 vetores de co-integração, podendo ser expresso por:

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1}) \quad (6)$$

Neste trabalho também se consideraram testes de hipótese sobre os parâmetros β . Para Larue e Babula (1994), citados por Costa e Ferreira Filho (2000), os parâmetros β_i caracterizam as relações que devem ser asseguradas entre as variáveis no equilíbrio de longo prazo. Esses parâmetros podem ser considerados como a importância relativa com que o nível de cada variável co-integrada faz o sistema convergir após um desequilíbrio em direção ao padrão de equilíbrio de longo prazo. De acordo com Coelho (2004), esses testes verificam a relevância das variáveis no espaço de co-integração através de testes de significância, e se eles forem significantes, o grau de integração entre os mercados analisados. Para maiores detalhes sobre testes de hipótese sobre os parâmetros β , ver Johansen e Juselius (1990 e 1992).

Segundo esses autores, citados por Costa e Ferreira Filho (2000), as hipóteses sobre os parâmetros beta apresentam a seguinte forma: $H_1: \beta = H\phi$, onde H representa uma matriz de dimensões (p x s) e s representa o número de coeficientes β que não estão restritos (alternativamente, define-se a matriz H^* quando o modelo de co-integração contém um termo constante). A matriz ϕ é uma matriz (s x r) de parâmetros a serem estimados envolvendo r vetores de co-integração. O teste razão de verossimilhança é dado pela expressão:

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

$$\xi_r = T \sum \ln[(1 - \lambda_i^*) / (1 - \lambda_i)], \text{ para } i = 1, \dots, r \quad (7)$$

A presença de asteriscos (não asteriscos) gera modelos com (sem) a imposição de restrição nos testes. Neste caso, a análise envolve um espaço $I(0)$, condicionado sobre um número de relações de co-integração (r) selecionado previamente.

As hipóteses nulas (H_0) testadas neste estudo são as seguintes:

$$\beta_{MT} = 0; \quad \beta_{PR} = 0; \quad \beta_{MT} = \beta_{PR} \quad (8),$$

sendo que as duas primeiras visam testar se os mercados de soja no Mato Grosso e no Paraná podem ser considerados integrados no período considerado e a terceira hipótese testa se esses mercados são perfeitamente integrados.

$$\beta_{PR} = 0; \quad \beta_{RS} = 0; \quad \beta_{PR} = \beta_{RS} \quad (9),$$

sendo que as duas primeiras buscam testar se os mercados de soja no Paraná e no Rio Grande do Sul podem ser considerados integrados no período estudado e a terceira hipótese testa se esses mercados são completamente integrados.

$$\beta_{MT} = 0; \quad \beta_{RS} = 0; \quad \beta_{MT} = \beta_{RS} \quad (10),$$

sendo que as duas primeiras visam testar se os mercados de soja no Mato Grosso e no Rio Grande do Sul podem ser considerados integrados no período analisado e a terceira hipótese testa se esses mercados são totalmente integrados.

3.3 Fontes dos dados

Os dados utilizados neste trabalho referem-se às séries mensais de preços da soja em grão, tipo exportação, que foram obtidos junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) da ESALQ / USP, contemplando o período de janeiro de 2001 a fevereiro de 2008.

Consideraram-se três séries de preços referentes aos três maiores estados produtores de soja, que são: Mato Grosso (MT), Paraná (PR) e Rio Grande do Sul (RS). Para representar o preço da soja no Mato Grosso, tomou-se o preço colhido pelo município de Sorriso como representativo do Estado. O preço da soja no Paraná foi determinado pela média mensal dos preços da soja em quatro praças de comercialização do Estado: Sudoeste do Paraná, Oeste do Paraná, Norte do Paraná e Ponta Grossa. Quanto ao preço da soja no Rio Grande do Sul, obteve-se a partir da média mensal dos preços da soja em dois municípios: Passo Fundo e Ijuí. A escolha dessas regiões foi baseada na disponibilidade dos dados. Essas séries de preços foram convertidas em dólares e transformadas em logaritmos, de forma que os coeficientes betas obtidos correspondem às elasticidades de transmissão de preços.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

A verificação da estacionariedade de uma série pode ser feita através da inspeção visual da série e do correlograma, como estão ilustradas pelas Figuras 1 e 2, respectivamente e pelo teste de raiz unitária, cujos resultados se encontram nas Tabelas 1 e 2.

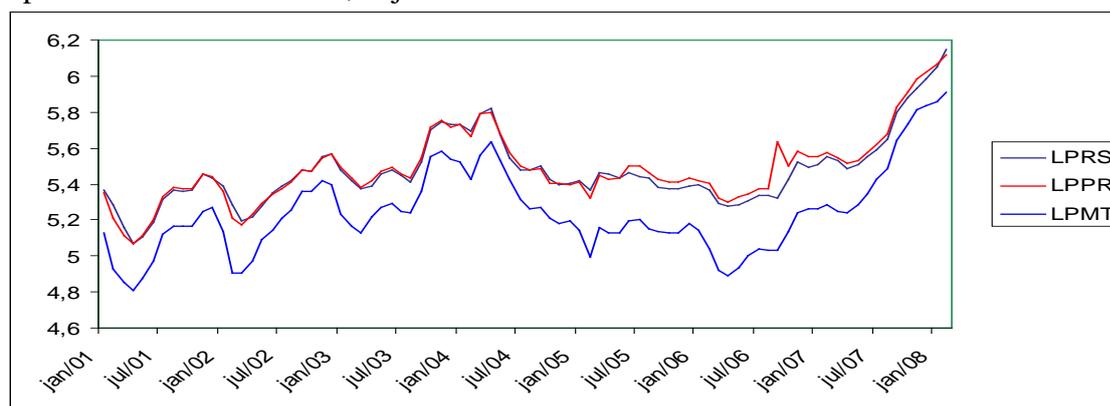


Figura 1 – Comportamento dos preços da soja nos Estados do Mato Grosso (LPMT), Paraná (LPPR) e Rio Grande do Sul (LPRS), janeiro de 2001 a fevereiro de 2008.

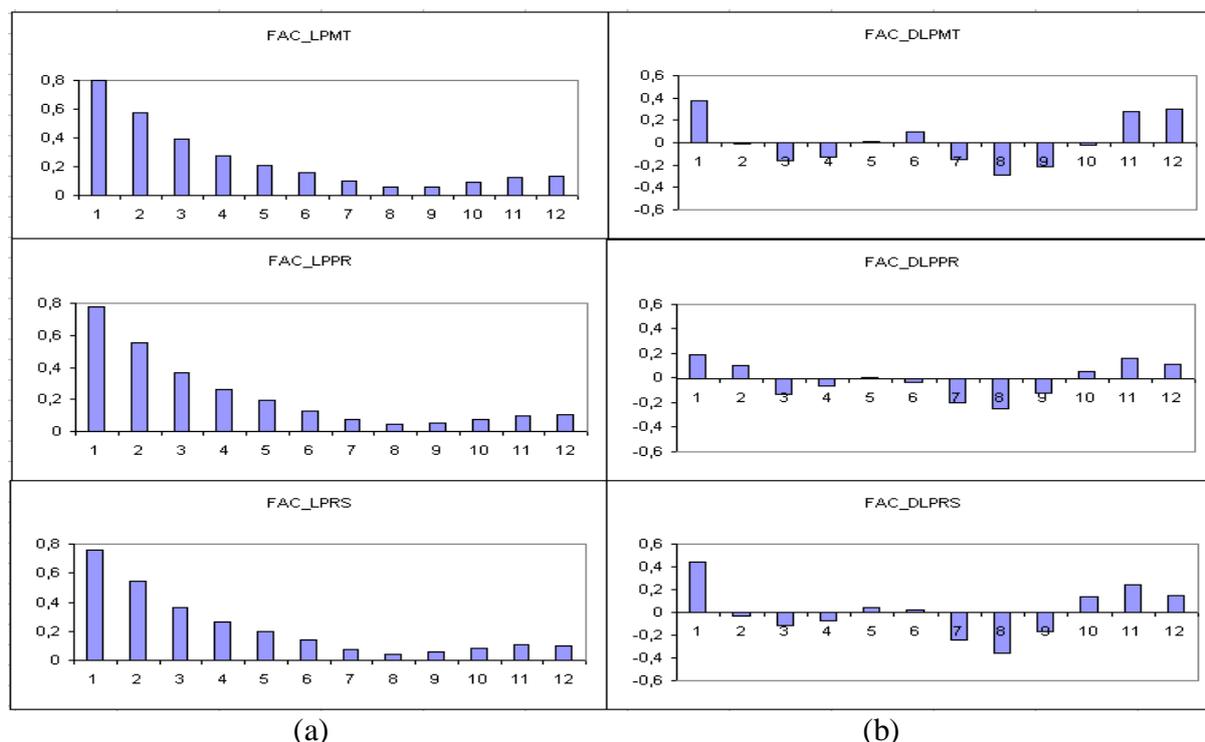


Figura 2 - Correlogramas dos preços mensais da soja nos Estados do Mato Grosso (LPMT), Paraná (LPPR) e Rio Grande do Sul (LPRS), janeiro de 2001 a fevereiro de 2008.

Como se pode observar pela Figura 1, as séries de preços não apresentam uma tendência bem definida ao longo do tempo. Essas séries possuem características de não

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

estacionariedade, conforme se verifica pela análise de seus correlogramas (Figura 2), baseados na Função de Autocorrelação (FAC). Os correlogramas das séries de preços logaritimizadas mostram que os coeficientes de autocorrelação declinam lentamente com o aumento do número de defasagens até o oitavo lag e a partir de então seu comportamento se modifica. Além disso, nota-se que as três séries de preços estudadas apresentam correlação positiva com as defasagens dos 12 meses, indicando dependência dos valores correntes com os valores passados [Diagramas (a)]. Já com relação aos correlogramas das séries de preços em primeira diferença, seus coeficientes de autocorrelação decrescem fortemente após uma defasagem e oscilam em torno de zero. Esse comportamento indica que as séries passam a ser estacionárias em primeira diferença [Diagramas (b)].

Outra forma de se detectar a estacionariedade de uma série é através do teste de raiz unitária. Para se confirmar que as séries de preços da soja nos estados analisados não são estacionárias em nível, mas em primeira diferença, empregou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Os testes foram realizados em três modelos: sem intercepto, com intercepto e com intercepto e tendência. As defasagens escolhidas foram baseadas no critério de informações de Schwarz (SIC). A partir dos resultados (Tabela 1), constata-se que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para as séries consideradas, pois os valores calculados são menores em módulo do que seus respectivos valores críticos de 1% e 5% em todos os modelos analisados.

Tabela 1 – Resultados do teste de ADF em nível para as séries mensais de preços da soja nos Estados do Mato Grosso (LPMT), Paraná (LPPR) e Rio Grande do Sul (LPRS), janeiro de 2001 a fevereiro de 2008.

Séries	Modelos	Estatísticas do teste ADF		
		t_{cal}	$\tau_{\alpha=0,01}$	$\tau_{\alpha=0,05}$
LPMT	Sem intercepto e sem tendência	0,9727	-2,5928	-1,9447
	Apenas com intercepto	-1,8750	-3,5103	-2,8963
	Com intercepto e tendência	-2,1292	-4,0710	-3,4642
LPPR	Sem intercepto e sem tendência	1,1776	-2,5924	-1,9447
	Apenas com intercepto	-0,1129	-3,5093	-2,8959
	Com intercepto e tendência	-1,0577	-4,0696	-3,4635
LPRS	Sem intercepto e sem tendência	1,4433	-2,5931	-1,9448
	Apenas com intercepto	-1,2046	-3,5102	-2,8963
	Com intercepto e tendência	-1,8153	-4,0710	-3,4642

Fonte: Dados da pesquisa

Em contrapartida, os resultados contidos na Tabela 2 permitem inferir que as séries de preços da soja são estacionárias em primeira diferença, ao nível de significância de 1% e 5% nos três modelos considerados. Portanto, verifica-se que as séries são integradas de ordem um, em nível, e de ordem zero em primeira diferença.

Tabela 2 – Resultados do teste de ADF em primeira diferença para as séries mensais de preços da soja nos Estados do Mato Grosso (DLPMT), Paraná (DLPPR) e Rio Grande do Sul (DLPRS), janeiro de 2001 a fevereiro de 2008.



Séries	Modelos	Estatísticas do teste ADF		
		t_{cal}	$\tau_{\alpha=0,01}$	$\tau_{\alpha=0,05}$
DLPMT	Sem intercepto e sem tendência	-6,2756	-2,5928	-1,9447
	Apenas com intercepto	-6,3552	-3,5103	-2,8963
	Com intercepto e tendência	-6,3203	-4,0710	-3,4642
DLPPR	Sem intercepto e sem tendência	-7,5022	-2,5928	-1,9447
	Apenas com intercepto	-7,6199	-3,5103	-2,8963
	Com intercepto e tendência	-7,6276	-4,0710	-3,4642
DLPRS	Sem intercepto e sem tendência	-5,3930	-2,5928	-1,9447
	Apenas com intercepto	-5,4843	-3,5103	-2,8963
	Com intercepto e tendência	-6,4124	-4,0724	-3,4649

Fonte: Dados da pesquisa

Como as séries de preços de soja nos Estados do Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul são integradas na mesma ordem, passa-se a análise de co-integração. Para tal, emprega-se o teste de Johansen com o intuito de verificar se elas possuem relacionamento de longo prazo. Entretanto, para se testar a co-integração, deve-se inicialmente identificar o número de defasagens que deve ser incluído no modelo VAR. A escolha do número de defasagens a ser adotada para cada par de séries de preços foi baseada nos critérios da razão de verossimilhança (LR), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ).

Tabela 3 – Determinação do número de defasagens no modelo VAR para as séries de preços da soja, janeiro de 2001 a fevereiro de 2008.

Séries relacionadas	Lag	LR	AIC	SC	HQ
LPMT x LPPR	1	210,7042	-5,6061	-5,4193*	-5,5315
	2	15,3621	-5,7206*	-5,4092	-5,5964*
	12	10,2731*	-5,2494	-3,6926	-4,6284
LPMT x LPRS	2	20,9319	-6,5253	-6,2140*	-6,4011*
	11	21,8883*	-6,6838	-5,2515	-6,1124
	12	5,8018	-6,6941*	-5,1373	-6,0730
LPPR x LPRS	1	184,5579	-6,3869	-6,2001*	-6,3124
	2	15,4747	-6,5031	-6,1917	-6,3788*
	3	7,9099	-6,5130*	-6,0771	-6,3391
	12	10,5475*	-6,2179	-4,6611	-5,5969

Fonte: Dados da pesquisa

* indica a ordem selecionada pelo critério.

Com base nas informações da Tabela 3, evidencia-se que dos quatro critérios analisados, dois deles (Akaike e Hannan-Quinn) indicam que o modelo deve conter duas defasagens quando se relacionam a série de preços da soja entre os Estados do Mato Grosso e Paraná. Para a relação de preços entre os Estados do Mato Grosso e Rio Grande do Sul, também opta-se por duas defasagens, já que dois critérios (Schwarz e Hannan-Quinn) apontaram esse número como adequado para ser incluído no modelo VAR. Quanto à relação de preços entre os Estados do Paraná e do Rio Grande do Sul, tem-se um impasse na escolha da determinação do número de defasagens que devem ser considerado no modelo VAR, pois



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



cada critério aponta para um número diferente. Neste caso, seguiu-se o critério de Hannan-Quinn que sugere duas defasagens, que representaria o menor número de defasagens, tendo em vista que o teste de co-integração de Johansen utiliza uma defasagem a menos do que foi definida no modelo VAR, ou seja, feita essa escolha, utiliza-se uma defasagem no teste de co-integração.

Em relação às funções de impulso-resposta, a Figura 3 mostra que um choque não antecipado sobre os preços da soja em Mato Grosso causa uma rápida elevação nos preços da soja em seu próprio estado e no Paraná até o terceiro mês e oitavo mês, respectivamente, e a partir de então, começa a se declinar lentamente até se estabilizar a partir do vigésimo mês. Observa-se também que um choque não antecipado sobre os preços no Paraná induz uma ligeira redução do preço no seu estado até o segundo mês, seguido de elevação em seus preços no mês seguinte e a partir deste ponto começa a se reduzir lentamente até se estabilizar por volta do vigésimo mês. Esse choque sobre os preços da soja paranaense também gera efeitos de crescimento dos preços da soja no Rio Grande do Sul e no Mato Grosso, até o segundo e terceiro mês, respectivamente, decrescendo a partir de então, até se desaparecer ao final do sexto e vigésimo mês após esse choque inicial, respectivamente. Por sua vez, um choque não antecipado sobre os preços no Rio Grande do Sul também impacta os preços da soja em seu Estado e nos Estados de Mato Grosso e Paraná, sendo que esse choque se desfaz em seu Estado no quarto mês, enquanto nos demais, o choque só desaparece a partir do vigésimo mês. Portanto, constata-se que um aumento do preço da soja nos três estados considerados tende a ser absorvido ao longo do tempo, constituindo um indicativo de estabilidade do VAR.

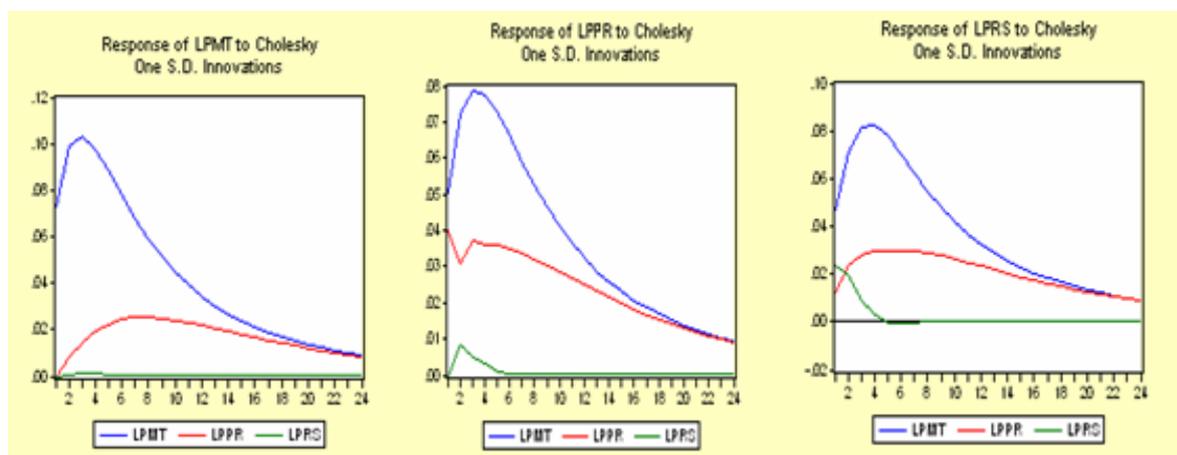


Figura 3 – Funções de Impulso-Resposta para as séries mensais de preços da soja nos Estados do Mato Grosso (LPMT) e Paraná (LPPR), janeiro de 2001 a fevereiro de 2008.

Os resultados referentes à decomposição da variância dos erros de previsão são mostrados nas Tabelas 4, 5 e 6. No que tange à variável LPMT, verifica-se que decorridos 12 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, aproximadamente 92,5% de seu comportamento decorre dela própria, enquanto o restante é atribuído às demais variáveis.

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

Tabela 4 – Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem de LPMT para as variáveis LPMT, LPPR e LPRS, janeiro de 2001 a fevereiro de 2008.

Variável	Período	LPMT	LPPR	LPRS
LPMT	1	100,0000	0,0000	0,0000
	3	98,9491	1,0439	0,0070
	6	96,5848	3,4085	0,0067
	9	94,2752	5,7192	0,0055
	12	92,4928	7,5017	0,0055

Fonte: Dados da pesquisa

Com relação à variável LPPR, os resultados indicam que o principal responsável pela variância do seu erro de previsão é a variável LPMT, já que 76,3% da variância do erro de previsão de LPPR, após 12 meses de um choque não antecipado sobre essa variável, é explicada pela variável LPMT. Por outro lado, apenas 23,5% da variância do seu erro de previsão pode ser atribuída a própria variável e 0,2% é decorrente de LPRS.

Tabela 5 – Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem de LPPR para as variáveis LPMT, LPPR e LPRS, janeiro de 2001 a fevereiro de 2008.

Variável	Período	LPMT	LPPR	LPRS
LPPR	1	61,7271	38,2729	0,0000
	3	77,6512	21,8127	0,5361
	6	79,0569	20,6592	0,2839
	9	77,7011	22,0804	0,2185
	12	76,3189	23,4857	0,1954

Fonte: Dados da pesquisa

Quanto à variável LPRS, após 12 meses de um choque não antecipado, parcela majoritária da variância dos erros de previsão é explicada pelas variáveis LPMT (82,6%) e LPPR (15,6%), sendo apenas 1,8% resultante dela própria.

Tabela 6 – Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem de LPRS para as variáveis LPMT, LPPR e LPRS, janeiro de 2001 a fevereiro de 2008.

Variável	Período	LPMT	LPPR	LPRS
LPRS	1	75,7435	5,3295	18,9270
	3	84,5280	9,3764	6,0956
	6	85,8586	11,4222	2,7192
	9	84,2371	13,6947	2,0682
	12	82,6061	15,5533	1,8406

Fonte: Dados da pesquisa



Para se realizar o teste de co-integração de Johansen, faz-se necessário escolher o modelo de estimação adotado. Eviews 5 (2004) ressalta que existem cinco especificações de tendência determinística consideradas por Johansen (1995a), que são as seguintes:

- (a) Os dados em nível não possuem tendências determinísticas e as equações de co-integração não têm intercepto.
- (b) Os dados em nível não possuem tendências determinísticas e as equações de co-integração apresentam intercepto.
- (c) Os dados em nível possuem tendências determinísticas lineares, mas as equações de co-integração têm somente intercepto.
- (d) Os dados em nível e a equação de co-integração possuem tendências determinísticas lineares.
- (e) Os dados em nível possuem tendências quadráticas e a equações de co-integração têm tendências lineares.

Tendo em vista que as séries estudadas não apresentaram uma tendência bem definida conforme ilustração gráfica, consideram-se que tais séries não possuem tendências determinísticas. Assim, as duas primeiras especificações sugeridas podem ser adotadas. Os resultados do teste de co-integração são mostrados na Tabela 7.

Tabela 7 - Resultados do teste de co-integração de Johansen para as séries mensais de preços da soja nos Estados do Mato Grosso (LPMT), Paraná (LPPR) e Rio Grande do Sul (LPRS), janeiro de 2001 a fevereiro de 2008.

Séries relacionadas	Modelo	Hipótese nula	Teste do Traço	Valor Crítico (5%)	Teste do máximo autovalor	Valor Crítico (5%)
LPMT x LPPR	(b)	r=0	11,8236	20,2618	9,0248	15,8921
		r≤1	2,7988	9,1645	2,7988	9,1645
LPPR x LPRS	(b)	r=0	21,1933*	20,2618	17,5564*	15,8921
		r≤1	3,6369	9,1645	3,6369	9,1645
LPMT x LPRS	(b)	r=0	19,0718	20,2618	16,2289*	15,8921
		r≤1	2,8429	9,1645	2,8429	9,1645
LPMT x LPRS	(a)	r=0	16,5377*	12,3209	15,3717*	11,2248
		r≤1	1,1661	4,1299	1,1661	4,1299

Fonte: Dados da pesquisa

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

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

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

Os resultados indicam que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração não foi rejeitada em nível de 5% de acordo com os dados do teste do traço e do máximo autovalor quando se considera as séries de preços da soja nos Estados do Mato Grosso e do Paraná, ou seja, não há relação de co-integração entre as séries de preços da soja nesses estados, no período analisado. Esses resultados corroboram com o estudo de Margarido et al. (2004) que não encontraram relação de co-integração entre as séries de preços do grão



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



de soja em Rotterdam, preços do óleo de soja praticados no comércio varejista da cidade de São Paulo e da taxa de câmbio, no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2002.

No tocante às séries de preços entre os Estados do Paraná e do Rio Grande do Sul, tanto o teste do traço quanto do máximo autovalor apontam para rejeição da hipótese nula, ressaltando a existência de um vetor de co-integração entre esses estados. Costa et al. (2006) também encontraram uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o preço da soja brasileira e o preço da soja no mercado norte-americano, considerando o intervalo de janeiro de 1995 a janeiro de 2005.

Por outro lado, quando se relacionam as séries de preços entre os Estados do Mato Grosso e do Rio Grande do Sul, constata-se que os resultados dos testes foram divergentes, pois o teste do traço indica não rejeição da hipótese nula, sinalizando que não há vetor de co-integração, enquanto o teste do máximo autovalor revela que a hipótese nula deve ser rejeitada, indicando a presença de um vetor de co-integração nesses estados, quando se considera o modelo sem tendência determinística e com intercepto. Essa divergência é eliminada para o modelo sem tendência determinística e sem intercepto, pois adotando essa especificação, ambos os testes indicam a existência de um vetor de co-integração entre esses estados analisados, isto é, essas séries de preços apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo.

As equações de equilíbrio de longo prazo das séries de LPPR x LPRS e LPMT x LPRS estão apresentadas na Tabela 8. Essas equações indicam que, mantendo tudo mais constante, cada variação de 1% no preço da soja no Rio Grande do Sul ocasiona uma variação no preço da soja no Paraná de 0,98% e uma variação no preço da soja no Mato Grosso de 0,96%, no período de janeiro de 2001 a fevereiro de 2008. Isso significa que 98,48% e 95,82% das variações de preços, no longo prazo, ocorridas no Rio Grande do Sul são transmitidas para o preço da soja no Paraná e Mato Grosso, respectivamente.

Tabela 8 – Equações de equilíbrio de longo prazo para as séries mensais de preços da soja nos Estados do Mato Grosso (LPMT), Paraná (LPPR) e Rio Grande do Sul (LPRS), janeiro de 2001 a fevereiro de 2008.

Séries relacionadas	Modelo	Defasagem nos pares de variáveis	Equação de equilíbrio de longo prazo
LPPR x LPRS	(b)	1 1	$LPPR = 0,0963 + 0,9848 LPRS$
LPMT x LPRS	(a)	1 1	$LPMT = 0,9582 LPRS$

Fonte: Dados da pesquisa

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

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

Apesar de ambas as elasticidades de transmissão de preço da soja no Rio Grande do Sul não terem sido totalmente transmitidas ao Paraná e Mato Grosso, seus valores foram bem próximos da unidade, indicando que a Lei do Preço Único predomina nesses mercados. Entretanto, de acordo com Costa e Ferreira Filho (2000), Barbosa et al. (2002) e Coelho (2004), é necessário que sejam impostas restrições aos parâmetros β para verificar se essa lei se mantém.

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

Os resultados dos testes de hipóteses sobre os parâmetros β se encontram na Tabela 9 e buscam identificar as variáveis que participam efetivamente do equilíbrio de longo prazo como também o grau de integração entre os mercados. Como as séries de LPMT versus LPPR não apresentaram vetor de co-integração, obviamente não se realizam testes de hipóteses para esse par de séries, conforme definido pelas hipóteses nulas expressas em (1), os testes são feitos para os outros dois pares de séries, isto é, testam-se as hipóteses nulas descritas em (2) e (3).

Como se pode observar, os dados mostram que a hipótese nula de que os mercados do Paraná e do Rio Grande do Sul não podem ser considerados integrados deve ser rejeitada, já que seus valores da razão de verossimilhança foram maiores que seus valores críticos de 5%, ou seja, essas variáveis participam das relações de longo prazo. Essa evidência também se verifica nos mercados de soja do Mato Grosso e do Rio Grande do Sul, indicando que essas variáveis são significativamente importantes no estabelecimento do padrão de equilíbrio de longo prazo. Portanto, constata-se que nesses pares de mercados, variações de preços ocorridas em um mercado são repassadas para o outro mercado no longo prazo.

Verificada a integração entre esses pares de mercados, é importante testar a hipótese de perfeita integração. Os resultados apontam para a rejeição da hipótese nula de perfeita integração entre os mercados do Paraná e do Rio Grande do Sul bem como entre os mercados do Mato Grosso e do Rio Grande do Sul, o que sinaliza que uma variação no preço da soja no Rio Grande do Sul não é transmitida de forma completa ao Paraná e ao Mato Grosso. Desta forma, verifica-se que a Lei do Preço Único não é perfeitamente verificada para o mercado da soja nesses estados analisados.

Tabela 9 – Testes de significância de restrição sobre o parâmetro de longo prazo (β) do vetor de co-integração das séries mensais de preços da soja nos Estados do Mato Grosso (LPMT), Paraná (LPPR) e Rio Grande do Sul (LPRS), janeiro de 2001 a fevereiro de 2008.

Séries relacionadas	Hipótese nula	Razão de Verossimilhança	Valor crítico (5%)
LPPR x LPRS	$\beta_{PR} = 0$	13,87*	3,84
	$\beta_{RS} = 0$	13,24*	3,84
	$\beta_{PR} = \beta_{RS}$	13,65*	3,84
LPMT x LPRS	$\beta_{MT} = 0$	14,18*	3,84
	$\beta_{RS} = 0$	14,19*	3,84
	$\beta_{MT} = \beta_{RS}$	14,19*	3,84

Fonte: Dados da pesquisa

* indica rejeição a 5% de significância.

Quando duas variáveis são co-integradas, elas convergem para uma condição de equilíbrio de longo prazo, tornando-se relevante a estimação do Modelo de Correção de Erro (VEC), pois ele permite determinar a velocidade com a qual as variáveis tendem a alcançar o equilíbrio no longo prazo, ao incorporar elementos tanto de curto prazo quanto de longo prazo, sendo que esses aspectos de longo prazo são captados via os resíduos defasados da equação de co-integração (FREITAS et al, 2001).



Tabela 10 – Estimação do VEC para as séries mensais de preços da soja nos Estados do Mato Grosso (LPMT), Paraná (LPPR) e Rio Grande do Sul (LPRS), janeiro de 2001 a fevereiro de 2008.

Séries relacionadas	Variável explicativa	Coefficiente estimado	Estatística t	Desvio padrão
LPPR x LPRS	u_{t-1}	-0,1156	-0,5598	0,2064
	Δ Preço no PR $_{t-1}$	-0,1028	-0,5174	0,1987
	Δ Preço no RS $_{t-1}$	0,4964	2,5008	0,1985
LPMT x LPRS	u_{t-1}	-0,2478	-1,9948	0,1242
	Δ Preço no MT $_{t-1}$	0,4804	2,4499	0,1961
	Δ Preço no RS $_{t-1}$	-0,0018	-0,0074	0,2469

Fonte: Dados da pesquisa

Como se verifica pelos dados da Tabela 10, na série LPPR x LPRS, 11,56% do desequilíbrio de curto prazo relativo à trajetória de longo prazo são corrigidos a cada mês, indicando que precisaria em média de oito a nove meses para corrigir o desequilíbrio, ou seja, esses desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente. Já na série LPMT x LPRS, os desequilíbrios de curto prazo seriam corrigidos de forma mais rápida, pois, em média, quatro meses seriam suficientes para corrigir esses desequilíbrios. Os dados desta tabela também evidenciam que uma variação de 1% no preço da soja no Rio Grande do Sul no mês $t-1$ causará uma variação de 49,64% no preço da soja no Paraná no mês seguinte, enquanto ocasionará uma variação de apenas 0,18% no preço da soja no Mato Grosso no mês seguinte.

5 CONCLUSÕES

Os resultados indicam a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços da soja praticados entre os estados do Paraná e Rio Grande do Sul e entre o Mato Grosso e o Rio Grande do Sul, não detectando relação de co-integração entre os preços da soja praticados entre os estados do Mato Grosso e Paraná.

Conforme se observa pelos resultados da função de resposta de impulso e da decomposição da variância dos erros de previsão, as variações do preço da soja entre esses três estados considerados têm efeitos apenas de curto prazo, ou seja, o aumento do preço da soja nessas áreas tende a ser absorvido ao longo do tempo.

Outra inferência que pode ser extraída do estudo é que as elasticidades de transmissão de preços entre o Paraná e Rio Grande do Sul e entre Mato Grosso e Rio Grande do Sul apontam que variações em um mercado, no longo prazo, são repassadas quase totalmente para o outro mercado analisado durante o período de janeiro de 2001 a fevereiro de 2008, ressaltando a predominância da Lei do Preço Único nesses mercados. Entretanto, esses mercados não podem ser considerados perfeitamente integrados, pois a hipótese de perfeita integração entre os mercados foi rejeitada. Assim, a Lei do Preço Único não é perfeitamente verificada para o mercado de soja no período analisado.

Ademais, verificou-se a partir da estimação do modelo de correção de erro que os desequilíbrios de curto prazo são corrigidos de forma mais rápida entre as séries de preços do



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



Mato Grosso e Rio Grande do Sul do que as séries de preços que relacionam Paraná e Rio Grande do Sul.

6 REFERÊNCIAS

AGUIAR, D. R. D.; BARROS, G. S. C. Causalidade e assimetria na transmissão de preços de soja e derivados no Brasil nos anos oitenta. **Estudos Econômicos**. São Paulo, v.21, n.1, p.89-103, jan.- abr. 1991.

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.

BITTENCOURT, M. V. L.; BARROS, G. S. C. Relações de preço de frango nas Regiões Sul e Sudeste do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Brasília, v.34, n.3 e 4, p.147-169, 1996.

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**, 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**. Rio de Janeiro, v.42, n.1, p.153-169, 2004.

CONAB – Companhia Brasileira de Abastecimento. **Acompanhamento da Safra Brasileira: Grãos – Sexto Levantamento – março/2008**.

Disponível em: http://www.conab.gov.br/conabweb/download/safra/estudo_safra.pdf. Acesso em: 12/03/08.

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**. Rio de Janeiro, v.38, n.2, p.41-70, abr./jun. 2000.

COSTA, L. S.; FONTANINI, C. A. C.; DUCLÓS, L. C.; CORSO, J. M. D. Análise econométrica do processo de transmissão entre os preços da soja nos mercados físico brasileiro e norte-americano. In: IX Seminários em Administração FEA – USP, 1996. **Anais...** São Paulo: SEMEAD, 2006.

Disponível em: www.ead.fea.usp.br/Semead/9semead/resultado_semead/trabalhosPDF/362.pdf. Acesso em: 19/03/08.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Nova York: John Wiley & Sons, 1995. 433p.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, n.2, p. 251-276, 1987.

FREITAS, S. M.; MARGARIDO, M. A.; BARBOSA, M. Z.; FRANCA, T. J. E. Análise da dinâmica de transmissão de preços no mercado internacional de farelo de soja, 1990-99. **Agricultura em São Paulo**. São Paulo, v.48, n.1, p.1-20, 2001.



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, n.2, p.169-210, 1990.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. **Journal of Econometrics**, v.53, p.211-244, 1992.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: teoria e política**. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005. 558p.
- LIMA, S. M. A.; BURNQUIST, H.L. Lei do preço único no mercado internacional: testes empíricos para exportações do complexo soja (grãos e farelo). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 35, 1997. **Anais...** Natal, RN: SOBER, 1997. CD-ROM.
- LOVADINE, D.; BACCHI, M. R. P. Causalidade e transmissão de preços entre mercado interno e internacional para produtos do complexo soja. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 43, 2005. **Anais...** Ribeirão Preto, SP: SOBER, 2005. CD-ROM.
- MAFIOLETTI, R. L. Formação de preços na cadeia agroindustrial da soja na década de 90. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Brasília, v.39, n.4, p.9-25, out./dez. 2001.
- MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F; MARTINS, V. A.; CARNEVALLI, L. B. Análise dos efeitos preço e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR. **Pesquisa & debate**. São Paulo, v.15, n.1, p.69-106, 2004.
- MARGARIDO, M. A.; SOUSA, E. L. L. Formação de preços da soja no Brasil. **Agricultura em São Paulo**. São Paulo, v.45, n.2, p.52-61, 1998.
- MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; BUENO, C. R. F. The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade. **Nova Economia**. Belo Horizonte, v.17, n.2, p. 241-270, maio/ago. 2007.
- MAYORGA, R. O.; KHAN, A. S.; MAYORGA, R. D.; LIMA, P. V .P. S.; MARGARIDO, M. A. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Rio de Janeiro, v.45, n.3, p.675-704, jul./set. 2007.
- PINO, F. A.; ROCHA, M. B. Transmissão de preços de soja no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Brasília, v.32, n.4, p.345-361, out./dez. 1994.
- ROSADO, P. L. **Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos**. Viçosa: UFV, 2006. 117 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, 2006.
- SILVA FILHO, O. C.; FRASCAROLI, B. F.; MAIA, S. F. Transmissão de preços no mercado internacional da soja: uma abordagem pelos modelos ARMAX e VAR. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, XXXIII, 2005, Natal. **Anais...** Natal, RN: ANPEC Nacional, 2005. Disponível em: www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A145.pdf. Acesso em: 19/03/08.



SILVA, W. V.; SANTO, E. L.; SILVA, L. S. C. V. Co-integração entre os preços da soja cotados nos mercados brasileiro e norte-americano: uma análise empírica. **Caderno de Pesquisas em Administração**. São Paulo, v.10, n.3, p. 69-78, jul./set. 2003.