

TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO DE CANA-DE-AÇÚCAR ENTRE OS ESTADOS DE SÃO PAULO E PARANÁ*

Mariza Zeni de Castro Tomasetto

Administradora. Mestre em Desenvolvimento Regional e Agronegócio pela Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE/Toledo-PR)

E-mail: mzcastro@hotmail.com

Mario Antonio Margarido

Doutor em Economia Aplicada (ESALQ/USP).

Pós-Doutorando em Economia pela Fundação Getúlio Vargas/SP

Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (IEA)

E-mail: mamargarido@uol.com.br

Pery Francisco Assis Shikida

Doutor em Economia Aplicada (ESALQ/USP). Pós-Doutor em Economia pela Fundação Getúlio Vargas/SP

Professor Associado do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Regional e Agronegócio da UNIOESTE/Toledo, Professor do Programa de Mestrado em Economia Regional da Universidade Estadual de Londrina (UEL). Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPq e do Grupo de Pesquisas em Desenvolvimento Regional e Agronegócio (GEPEC)

E-mail: pfashiki@unioeste.br

RESUMO: Neste trabalho analisou-se a transmissão espacial de preços entre os mercados de cana-de-açúcar de São Paulo e Paraná (janeiro/1995-fevereiro/2009). A metodologia de análise foi por meio do método Box-Jenkins para modelos ARIMA aplicados a séries temporais, teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado, teste de co-integração de Engle-Granger, modelo de função de transferência e Modelo de Correção de Erro. Os resultados indicaram que as séries são co-integradas, havendo relação de longo prazo. As elasticidades de transmissão de preços tanto de curto quanto de longo prazo apresentaram-se inelásticas. Constata-se também que um choque não antecipado no preço da cana-de-açúcar em São Paulo é transmitido na magnitude de 41,19% para os preços da cana-de-açúcar no Paraná no curto prazo. No longo prazo, choques não antecipados no preço da cana em São Paulo são transmitidos com magnitude igual a 70,12%, portanto, essa relação é inelástica.

Palavras-chave: Cana-de-açúcar; Séries temporais; Transmissão de preços.

Classificação JEL: Q11; C32.

ABSTRACT: The aim of this study was to analyze the spatial price transmission between the sugarcane markets of Sao Paulo and Paraná (from January/1995 to February/2009). The study adopted the Box-Jenkins method for models of ARIMA applied to time series, the unit root Augmented Dickey-Fuller test, an Engle-Granger cointegration test, a transfer function model and the Error Correction Model. The results indicated that the series are co-integrated, that is, there is long-term relationship. The elasticity of price transmission, both the long-term and the short-term, presented itself inelastic. Furthermore, it is observed, in the short-term, an unanticipated shock in the price of the sugarcane in Sao Paulo in the magnitude of 41.19% to the price of the sugarcane in Paraná. In the long term, unanticipated shocks in the price of sugarcane in São Paulo are transmitted with a magnitude equal to 70.12%, therefore, this relationship is inelastic.

Keywords: Sugarcane; Time series; Price transmission.

JEL Code: Q11; C32.

* Os autores agradecem aos pareceristas desta Revista pelas profícuas sugestões e comentários.

1. Introdução

A agroindústria canavieira, que engloba a parte agrícola e industrial das usinas e destilarias, desempenhou relevante papel no processo de formação econômica do Brasil, consolidando a ocupação de parte do litoral brasileiro, especialmente do Nordeste. Tanto a cana-de-açúcar quanto seus principais produtos derivados (açúcar e álcool) tiveram forte regulamentação estatal até a década de 1990. Nesse período, o Instituto do Açúcar e do Alcool (IAA) não só determinava os preços da cana-de-açúcar, açúcar e álcool como também participava na comercialização desses produtos (SHIKIDA, 1997).

A produção mundial de cana-de-açúcar foi de quase 1,4 bilhão de toneladas (safra 2007/2008) com predominância na faixa tropical do planeta, nos países da América Latina, África e do Sudeste Asiático. Nesse contexto, atualmente, o Brasil insere-se como líder mundial na produção de cana-de-açúcar, com uma área plantada de oito milhões de hectares, ocupando 1% da área nacional e 2,5% da área apta à agricultura (UNIÃO DA INDÚSTRIA DA CANA-DE-AÇÚCAR – UNICA, 2010). Além disso, processou perto de 572 milhões de toneladas na safra 2008/2009, cerca de 90% do total na principal região produtora do País - a Centro-Sul – especialmente no Estado de São Paulo (COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB, 2009).

Com relação a São Paulo, este é o maior produtor de cana-de-açúcar, com 346 milhões de toneladas de cana produzidas na safra 2008/2009 (61% do total nacional). Na sequência aparecem Paraná e Minas Gerais com, respectivamente, 44,8 milhões (8%) e 42,5 milhões (7%) de toneladas de cana produzidas na safra supracitada (ASSOCIAÇÃO DE PRODUTORES DE BIONERGIA DO ESTADO DO PARANÁ – ALCOPAR, 2010).

A evolução crescente da agroindústria canavieira desde o início da década de 1990 deve-se, entre outras razões, aos altos preços para o açúcar e o álcool, a expansão do mercado externo e interno para o etanol, à diminuição do protecionismo dos países desenvolvidos e ao impulso dado pelos carros biocombustíveis - combustível de origem vegetal, como cana-de-açúcar, fomentado pela ideia de ser menos poluente -, além dos fatores edafoclimáticos favoráveis para a produção de cana no Brasil (ALVES, 2002; BURNQUIST *et al.*, 2002; BACCHI, 2006; OLIVEIRA, 2006).

O agronegócio brasileiro, graças a todas as vantagens do Brasil na produção agrícola, é responsável em grande parte pelas exportações brasileiras, pelo incremento do Produto Interno Bruto (PIB) e pela geração de emprego. Em especial, a agroindústria canavieira contribui consideravelmente com a economia do País, de modo que se torna importante verificar a transmissão de preços da cana-de-açúcar entre os dois estados considerados os maiores produtores.

Nesse contexto, o presente estudo tem o objetivo de analisar como as variações nos preços da cana-de-açúcar pagos ao produtor em São Paulo manifestaram-se quantitativa e temporalmente sobre os preços pagos aos produtores do Estado do Paraná, com referência ao período de janeiro de 1995 a fevereiro de 2009. Por meio de métodos econométricos, procura-se verificar a existência de relacionamento de longo prazo entre essas duas variáveis; e como as variações nos preços da cana-de-açúcar paulista são transmitidas para os preços da cana paranaense ao longo do tempo.

Além desta introdução, apresentam-se algumas notas sobre transmissão espacial de preços, integração espacial de mercado, Lei do Preço Único (seção 2) e os procedimentos metodológicos (seção 3). Os resultados encontram-se na seção 4, e as conclusões na última seção (5).

2. Transmissão espacial de preços, integração espacial de mercado e a lei do preço único

Uma ampla literatura estudou a relação entre preços, tanto espacialmente (com enfoque econométrico) quanto verticalmente. As premissas de transmissão de preços totais e integração de mercado correspondem àquelas de competição padrão, ou seja, em um mundo real e sem atrito, a Lei do Preço Único (LPU) deveria regular relações de preço espaciais, enquanto o preço ao longo da cadeia de produção dependerá exclusivamente dos custos de produção (CONFORTI, 2004).

A elasticidade de transmissão de preço, segundo Barros e Burnquist (1987), tem a ver com a variação relativa no preço de um mesmo produto em um nível de mercado relativa à variação em

outro nível, conservados em equilíbrio esses dois níveis de mercado depois do choque inicial em um deles.

Segundo Goodwin (2006), estudos que investigam transmissão de preços tanto para verificar em que medida os choques entre diferentes níveis de mercados (por exemplo: atacado, varejo, produtor) ou entre mercados separados espacialmente já há algum tempo são considerados importantes indicadores de desempenho de mercado. Embora intimamente relacionados, a análise da transmissão vertical de preços é considerada relevante sobre questões de estrutura, conduta e desempenho, enquanto a análise da transmissão espacial de preços é utilizada como um importante indicador do exercício do poder e extensão de mercado.

O conceito de transmissão espacial de preços está ligado ao grau em que choques de preços tendem a ser transmitidos entre distintos mercados. Assim, muitas vezes, mercados separados espacialmente estão integrados nas questões que dizem respeito à transmissão espacial de preços, que tanto pode ser entre diferentes blocos econômicos ou entre regiões de um mesmo país (GOODWIN, 2006).

Mercados integrados são definidos por Faminon e Benson (1990) como aqueles nos quais os preços são determinados de maneira interdependente, ou seja, alterações de preços em um mercado são transmitidas aos preços de outros.

Para Fackler e Goodwin (2000) é necessário que diferentes regiões participem de um sistema de comércio que envolva fluxo de mercadorias e informações para ocorrer integração de mercado, porém, essas regiões não necessitam obrigatoriamente possuir relações de comércio direto para apresentarem um alto grau de integração. Isso se aplica principalmente no caso das *commodities* internacionais. A transmissão de preços pode ocorrer indiretamente, pois a tendência é de que os preços em um mercado respondam a choques ocorridos em outro mercado.

A ausência de integração de mercado ou de transmissão de preços de um mercado para outro tem implicações importantes para o bem-estar econômico no sentido de dar suporte aos agentes econômicos para conduzir as decisões, como por exemplo, as reformas políticas. Estudos sobre transmissão de preços podem fornecer importantes informações quanto à forma como são transmitidas as mudanças de um mercado a outro, a extensão de integração de mercado, assim como até que ponto os mercados funcionam eficazmente. Além disso, são fundamentados em conceitos relacionados ao comportamento de preço em condições de espaço, a exemplo da LPU (RAPSOMANIKIS *et al.*, 2003).

Fackler e Goodwin (2001) ressaltam que a LPU garante que mercados regionais, ligados pelo comércio e arbitragem, apresentarão um preço único para seus produtos, porém destacam a importância de separar os custos de transferência (ou de transação).² É possível, também, que dois mercados sejam integrados, mas que a LPU não se aplique devido aos altos custos de transferência, informação assimétrica ou barreiras comerciais. Assim, afirma-se que dois mercados são perfeitamente integrados quando uma variação no preço de um mercado é transmitida integralmente ao outro.

Sexton *et al.* (1991) concordam que a não integração entre os mercados pode ser decorrente dos altos custos de transação, da interferência do governo, de barreiras de comércio, informação assimétrica de mercado e pela existência de competição imperfeita.

De acordo com Goodwin e Schroeder (1991), em mercados integrados as informações de preços são transmitidas de forma mais precisa, favorecendo a especialização e as decisões de comercialização, além da eficiente movimentação do produto. Além disso, a integração espacial de mercados implica uma relação de equilíbrio de longo prazo. Nesse sentido, em um mercado integrado, os preços tendem à padronização pela ação de mecanismos como arbitragens ou substituição em função desses preços evoluírem de forma semelhante ao longo do tempo. A teoria da LPU sugere que ao se abstraírem os custos de transação, os mercados regionais ligados por comércio e arbitragem terão um único preço para o produto homogêneo considerado.

² Sobre transmissão de preços de açúcar e álcool em mercados espacialmente separados no Brasil na presença de custos de transação, ver: Alves (2009).

Ravallion (1986) destaca que o comércio se encarrega de ajustar as diferenças espaciais de preços. Assim, de acordo com este autor, estudos que abordam a integração espacial entre mercados distintos podem auxiliar na alocação eficiente dos recursos governamentais, sobretudo em países subdesenvolvidos – onde os recursos financeiros são escassos – e na detecção de regiões-chave na propagação de incentivos políticos e da dependência temporal entre elas.

3. Procedimentos metodológicos

Os dados utilizados neste trabalho consistem em séries temporais mensais dos preços pagos aos produtores de cana-de-açúcar em São Paulo³ e no Paraná⁴ do período de janeiro de 1995 a fevereiro de 2009, considerando-se a unidade monetária o Real (R\$) e a unidade de medida a tonelada.

A metodologia de análise desta pesquisa foi por meio do método de Box-Jenkins (vide Box *et al.*, 2008) para séries temporais, o qual foi desenvolvido primeiramente por Box e Jenkins (1970). Os dados foram trabalhados na forma logarítmica⁵ e os cálculos foram realizados pelo *Statistical Analysis System (SAS®)* versão 6.12.

3.1. Teste da Raiz Unitária do Tipo ADF

Um processo estocástico é fracamente estacionário quando preencher três condições básicas. Na primeira condição, sua média tem que ser constante ao longo do tempo [$E(y)$ é constante para todo t]. Na segunda, a sua variância também não deve variar ao longo do tempo [$\text{Var}(y)$ é constante para todo t]. Enfim, a sua covariância indica que a autocorrelação entre dois valores de y tomados a partir de dois períodos de tempo distintos depende somente do intervalo do tempo entre esses dois valores e não da sua data [$\text{Cov}(y_t, y_{t+s})$ é constante para todo t que não seja igual a s] (FREITAS *et al.*, 2001).

Para determinar a ordem de integração das variáveis foi utilizado o teste de raiz unitária *Dickey-Fuller Aumentado (ADF)*, conforme apresentado em Dickey e Fuller (1979 e 1981). Os valores críticos tabelados para os testes de raiz unitária individuais foram obtidos em MacKinnon (1991), enquanto que os valores tabelados para os testes conjuntos foram obtidos em Dickey e Fuller (1981).

O teste de raiz unitária ADF utiliza a seguinte auto-regressão:

$$\nabla y_t = \alpha + \beta t + (\rho_1 - 1) y_{t-1} - \sum_{j=1}^{p-1} \rho_{j+1} \nabla y_{t-j} + e_t \quad (1)$$

em que: α é o intercepto; t é a tendência, ∇ é o operador diferença ($\nabla y_t = Y - Y_{t-1}$) e ∇y_{t-j} é a própria variável dependente diferenciada e defasada, sendo que o número de defasagens é determinado pelo menor valor do Critério de Informação de Schwarz (*Bayesian Information Criterion* - BIC) ou então Akaike (*Akaike Information Criterion* - AIC), entre outros, visando eliminar a autocorrelação dos resíduos e, então, e_t representa a estrutura de erro, a qual se declara igual e independentemente distribuída.

O teste de raiz unitária verifica a validade da hipótese nula de presença de raiz unitária ($\rho = 1$) contra a suposição alternativa de que a série é estacionária ($\rho < 1$), analisando a presença ou não da constante e/ou da tendência (denominadas de testes τ , τ_μ , τ_τ), e ao mesmo tempo permite a

³ Obtidos no banco de dados do Instituto de Economia Agrícola (IEA) (1995-2009).

⁴ Coletados na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) (1995-2009)

⁵ Assim, segundo Margarido e Sousa (1998), os valores dos coeficientes estimados de cada variável fornecem diretamente as suas respectivas elasticidades de curto e longo prazo.

realização de testes conjuntos sobre o parâmetro de raiz unitária e a presença ou não do intercepto ou tendência (testes ϕ_1, ϕ_3).

3.2. Identificação dos Modelos ARIMA

Na sequência, buscando identificar o processo gerador de cada série de tempo, foram utilizados os modelos Auto-Regressivos Integrados de Médias Móveis (ARIMAs), uma vez que esses modelos univariados embasam a elaboração dos modelos de função de transferência (ARIMA com duas séries de variáveis ou mais, ou seja, multivariado). O processo foi realizado conforme Box *et al.* (2008), Mills (1990) e Vandaele (1983).

De acordo com esse método, uma série temporal pode ser explicada em parte por ela mesma, tendo como base seus respectivos valores passados, também denominados de parâmetros auto-regressivos (AR) e/ou próprios erros presentes e passados (parâmetros de médias móveis - MA). Basicamente, o modelo ARIMA tem a seguinte representação:

$$\tilde{y}_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (2)$$

em que: \tilde{y}_t é a variável y_t diferenciada e centrada em relação à sua própria média, enquanto que $\theta(B)$ e $\phi(B)$ são polinômios que representam o operador de média móvel de ordem q e o operador auto-regressivo de ordem p simultaneamente.

Primeiramente, filtra-se a série original visando descobrir e identificar seu respectivo processo gerador, de modo a torná-la estacionária. Considerando as respectivas funções de autocorrelação regular e parcial, examina-se se o processo é auto-regressivo e/ou de médias móveis e, também, qual(is) é(são) a(s) sua(s) respectiva(s) ordem(ns). Segundo Margarido *et al.* (1994), depois de construir o(s) filtro(s) e submeter a série a este filtro, os resíduos devem ser analisados para constatação da efetividade da filtragem. A hipótese subentendida é de que a passagem da(s) série(s) pelo(s) filtros lineares resultará(ão) em um resíduo ruído branco, isto é, normal e independentemente distribuído com média zero e variância constante.

3.3. Modelo de Função de Transferência

Para o cálculo da elasticidade de transmissão de preços e o sentido da causalidade foram utilizados os modelos de função de transferência, conforme Box *et al.* (2008).

O modelo de defasagens distribuídas⁶ é representado pela relação da variável dependente em função direta dos números de valores passados da variável independente. Sendo assim, o conceito de função de transferência supõe que variações na(s) variável(is) independente(s) são transmitidas para a variável dependente.

O modelo de função de transferência assume a seguinte forma:

$$Y_t = \frac{\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s}{1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r} X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (3)$$

em que: Y_t é a variável endógena, X_i (com $i = 1, \dots, n$) são as variáveis explicativas, $\theta(B)$ é o operador de média móvel, $\phi(B)$ é o operador auto-regressivo, $\omega(B)$ são os impactos de curto prazo e $\delta(B)$

⁶ Vandaele (1983) *apud* Margarido e Sousa (1998) sugere que se recorra à literatura econométrica que trata sobre modelos com defasagens distribuídas para se compreender em que consiste a abordagem multivariada ou modelo de função de transferência.

representa a noção ou fator de ajustamento de longo prazo, e um parâmetro b que representa o impacto inicial da série de entrada X sobre a série de saída Y , isto é, o número completo de intervalos de tempo necessários para que o impacto inicial na variável X_{it} produza algum efeito em Y_t , s representa a quantidade de defasagens significativas exclusiva b , e por fim r manifesta a presença de elementos de longo prazo na função de transferência, uma vez que quando $r = 1$, por exemplo, implica em mudanças na variável de entrada sobre a variável de saída com as defasagens tendendo ao infinito.

O modelo de função de transferência completo, ou seja, contendo uma constante e mais de uma variável de entrada, é representado da seguinte forma:

$$y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^m \frac{\omega_i(B)}{\delta_i(B)} x_{i,t-b_i} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (4)$$

em que: m representa o número de variáveis exógenas que compõe o modelo.

A construção dos modelos de Box e Jenkins envolve três fases, tanto no contexto univariado (uma só série temporal) como no de função de transferência (duas séries temporais, ou mais), quais sejam: identificação, estimação e verificação. Nos modelos com função de transferência, avaliam-se, ainda, as funções de correlação cruzada, as quais envolvem as correlações entre a variável dependente e as variáveis explicativas. Na fase de identificação, determinam-se os valores de p , d e q (ordens de auto-regressão, integração e médias móveis, respectivamente) do modelo ARIMA e a ordem dos polinômios $\omega_j(B)$ e $\delta_j(B)$ do modelo de função de transferência. A verificação dos modelos é feita por meio da análise de resíduos, os quais devem estar limpos, ou seja, não pode existir correlação entre eles (ruído branco).

Neste trabalho, utilizou-se o método elaborado por Haugh e Box (1977), uma vez que este tem a vantagem de determinar não somente a existência ou não de causalidade entre a variável de saída Y e a(s) variável(is) de entrada X , bem como o seu respectivo sentido, através da análise visual da função de correlação cruzada (CCF).

Especificamente, este método expõe o grau de relação entre duas séries X e Y , via a caracterização individual de cada modelo univariado; e, ao mesmo tempo, relaciona os resíduos de cada série de maneira conjunta. Assim como na metodologia Box e Jenkins (1970), o primeiro passo consiste em identificar, para cada série, seu respectivo modelo ARIMA. Na sequência, os resíduos para cada série u_x e u_y são ajustados através da função de correlação cruzada (CCF) de ambas as séries. Com base nos resultados da CCF, é possível identificar a relação existente entre os resíduos de X e Y . A seguir é feito o ajustamento dos modelos univariados, tanto para X quanto para Y , com o modelo identificado anteriormente, por meio da conexão de u_x e u_y . Pode, então, ser identificado um modelo de defasagens distribuídas relacionando-se X e Y .

3.4. Teste de Co-Integração de Engle-Granger

Nos testes de co-integração tem-se que, se duas ou mais variáveis forem integradas de mesma ordem, haverá uma relação estável de longo prazo, ou seja, as variáveis se co-integram. Nesse sentido, se duas variáveis x_t e y_t são integradas de ordem 1 $[I(1)]$, a sua combinação linear, a qual é dada por $z_t = y_t - \alpha x_t$, também o será $[I(1)]$. Se ambas as variáveis forem $[I(1)]$ e z_t for estacionário, isto é, $[I(0)]$, então, y_t e αx_t devem ter componentes de longo prazo que praticamente se cancelam para produzir z_t . Quando isto ocorre, pode-se afirmar que y_t e x_t são co-integradas. Segundo Engle e Granger (1991), a relação entre co-integração e o conceito de equilíbrio de longo prazo parte do princípio de que esse equilíbrio é representado como $y_t = \alpha x_t$, onde z_t , na expressão anterior, é o modelo de erro de equilíbrio, ou seja, mede quanto o sistema representado por (x_t, y_t) se encontra afastado do ponto de equilíbrio. Se duas variáveis são co-integradas, então elas tendem para uma

condição de equilíbrio de longo prazo; entretanto, no curto prazo, essas duas variáveis podem não alcançar uma condição de equilíbrio em função de fatores econômicos que evitem essa convergência. Tais fatores podem ser em nível microeconômico (exemplo: contratos) ou macroeconômico (exemplo: implementação de instrumentos de política econômica). Assim sendo, o modelo de correção de erro exhibe a velocidade com a qual essas duas variáveis convergem para um estado de equilíbrio de longo prazo. Outro aspecto importante reside na interface entre co-integração e modelo de correção de erro, pois, de acordo com Engle e Granger (1991, p. 10), a “co-integração implica que o sistema segue uma representação de correção de erro e, reciprocamente, um sistema de correção de erros tem variáveis co-integradas”.

O procedimento básico desse teste, uma vez constatado que x_t e y_t são variáveis $[I(1)]$, consiste em estimar a seguinte regressão com as variáveis em nível:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t \quad (5)$$

Logo após, utilizam-se os resíduos (u_t) desta última regressão e aplica-se o teste de raiz unitária, do tipo ADF sobre esses resíduos. Na indicação que os resíduos são estacionários pelos resultados do teste ADF, poder-se-á, então, concluir que as duas variáveis y_t e x_t são co-integradas.

Em MacKinnon (1991) encontram-se os valores decisivos, utilizados tanto para o teste de raiz unitária sobre os resíduos, quanto para os testes de co-integração.

3.5. Modelo de Correção de Erro (MCE)

Confirmada a co-integração entre as séries temporais, inclui-se o modelo de correção de erro por meio da estimação de uma regressão, porém, desta vez, com resíduos defasados de um período, com o objetivo de ligar os aspectos de curto e de longo prazo, conforme proposto por Banerjee (1993).

$$\nabla y_t = \omega_0 + \omega_1 \nabla x_t - \gamma (y_{t-1} - \beta x_{t-1} - \alpha) + \varepsilon_t \quad (6)$$

O modelo de correção de erro admite a ligação entre aspectos relacionados com a dinâmica de curto com os de longo prazo. Nesse sentido, de acordo com Banerjee (1993, p. 139):

Os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Em um modelo de correção de erro tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo (variações), quanto de longo prazo (níveis) são modelados simultaneamente.

4. Resultados e discussão

A análise dos resultados foi realizada com base na hipótese de que alterações na variável preço da cana-de-açúcar no Estado do Paraná são explicadas por variações na variável preço da cana em São Paulo. A agroindústria canavieira paulista é considerada a mais dinâmica do País (SHIKIDA, 1997; NEVES e CONEJERO, 2009) e já que o estado possui características de liderança econômica, pode ser influenciador de preços. Para corroborar com essa hipótese, o modelo teórico da “Lei do Preço Único” desenvolvido por Mundlack e Larson (1992) estabelece que variações de preços no mercado externo de determinado produto são transmitidas para o mesmo produto, tanto no mercado doméstico, ou então, de uma região para outra (MARGARIDO *et al*, 2001).

Assim, apresentam-se os principais resultados do estudo de acordo com a seguinte terminologia adotada para as séries estimadas: **LPPR** = Logaritmo do preço da cana-de-açúcar do Paraná em nível; **VLPPR** = Logaritmo do preço da cana do Paraná em primeira diferença; **LPSP** =

Logaritmo do preço da cana-de-açúcar de São Paulo em nível e ∇LPSP = Logaritmo do preço da cana de São Paulo em primeira diferença.

Na sequência, determinou-se o número de defasagens ou a ordem do processo auto-regressivo a serem utilizados em cada teste visando escolher a defasagem que corresponda ao menor valor obtido pelo Critério de Informação de Schwarz (BIC), dada a necessidade de eliminar a autocorrelação dos resíduos (Tabela 1).

Tabela 1 – Determinação do número de defasagens segundo o critério de informação de Schwarz (BIC) para realizar o teste *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF) para as variáveis LPPR, LPSP, ∇LPPR E ∇LPSP , janeiro de 1995 a fevereiro de 2009

Variável	Valor mínimo do BIC	Defasagem(ns) utilizada(s) no modelo ARIMA
LPPR	BIC (2,0) = - 6.79012	Duas defasagens
∇LPPR	BIC (0,1) = - 6.8137	Doze defasagens ¹
LPSP	BIC (2,1) = - 6.70472	Duas defasagens
∇LPSP	BIC (2,0) = - 6.71535	Duas defasagens

Fonte: Resultados da Pesquisa

¹ Método *data dependent* iniciando com doze defasagens

O Critério de Informação de Schwarz indicou a necessidade de se incluir duas defasagens para a variável em nível do preço da cana-de-açúcar do Paraná. No caso dessa variável diferenciada foram necessárias doze defasagens⁷, já que o critério de informação apresentou apenas a presença de elementos de médias móveis, daí a utilização do método *data dependent* [de acordo com Perron (1994) esse método possibilita escolher o número de defasagens mais apropriado para essa variável]. Quanto à variável preço da cana de São Paulo, foi necessária a inclusão de somente duas defasagens para essa variável em nível e diferenciada.

Assim, a variável LPPR pode ser considerada como não-estacionária quando analisada em nível, pois tem memória longa e decai lentamente ao longo do tempo conforme Função de Autocorrelação (FAC). Esse resultado pode ser interpretado, segundo a teoria, como um indicativo de presença de raiz unitária. Já no correlograma da FAC da variável ∇LPPR a memória diminui acentuadamente em curto período de tempo, indicando a estacionariedade da série.

O teste de raiz unitária com a variável LPPR confirmou a presença de raiz unitária, pois os valores de probabilidades para as três estatísticas apresentaram-se acima de 10% (Tabela 2), dessa forma, a hipótese nula de que a série em nível tem raiz unitária não pode ser rejeitada, já que é muito alta a probabilidade de se cometer o Erro Tipo I, ou seja, rejeitar a hipótese nula e esta ser verdadeira.

Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária (ADF) para a Variável LPPR

Valor	τ^3	τ^2	τ^1	Ordem de integração
Testes <i>tau</i>	-23.508	-16.894	12.988	
p-valor	0.4038	0.4348	0.9509	I(1)

Fonte: Resultados da Pesquisa

¹ Sem constante e sem tendência; ² Com constante e sem tendência; ³ Com constante e com tendência

Com esse resultado, houve necessidade de incluir defasagens (ordem 12) conforme Critério de Informação de Schwarz (BIC) e o teste de raiz unitária foi repetido com a variável diferenciada. Os valores de probabilidades se mostraram significativos estatisticamente para os três modelos, pois todos foram menores que 5% (Tabela 3), portanto, a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada em

⁷ Segundo Anefalos e Margarido (2006), como todo modelo de médias móveis é estacionário, um modelo de médias móveis de pequena ordem pode ser escrito no formato de um modelo auto-regressivo de ordem elevada (nesse caso, de ordem 12, já que os dados são mensais) e tendo como base seus respectivos testes *t*, a cada nova estimação eliminam-se as defasagens não significativas até sobraarem apenas defasagens estatisticamente significativas.

detrimento da hipótese alternativa de que a variável LPPR é estacionária nas diferenças, assim sendo, é considerada integrada de ordem um [$I(1)$].

Tabela 3 – Teste de Raiz Unitária (ADF) para a Variável ∇ LPPR

Valor	τ^3	τ^2	τ^1	Ordem de integração
Testes <i>tau</i>	-3.8431	-3.7846	-3.7930	
p-valor	0.0168	0.0038	0.0002	I(0)

Fonte: Resultados da Pesquisa

¹ Sem constante e sem tendência; ² Com constante e sem tendência; ³ Com constante e com tendência

Para chegar ao modelo ARIMA, foram consideradas as FAC e Função de Autocorrelação Parcial (FACP) da variável ∇ LPPR e o BIC, os quais permitiram suspeitar de um parâmetro auto-regressivo de ordem 1 e nenhum parâmetro de médias móveis. Assim os valores de p , d e q definidos para a variável LPPR foram 1, 1 e 0, respectivamente.

A partir da identificação dos parâmetros estimou-se o modelo ARIMA com base nos correlogramas (FAC e FACP). Na sequência, definiu-se o modelo possivelmente definitivo. Para verificar a efetividade da filtragem foi aplicado o teste Ljung-Box⁸, cujos resultados indicaram a não rejeição da hipótese nula de que não há autocorrelação serial, pois os valores de probabilidade foram maiores que 10%. Logo, a série pode ser considerada ruído branco.

Dessa forma, foi possível determinar o processo gerador da série de preços da cana do Paraná. A tabela a seguir apresenta as estatísticas da estimativa do modelo ARIMA (1,1,0) da série ∇ LPPR.

Tabela 4 – Estimativas do Modelo ARIMA (1,1,0) da Série ∇ LPPR

Parâmetro	Estimativa	Erro padrão estimado	Teste <i>t</i>	Defasagem
AR1,1	0.36878	0.07177	5.14	1
Erro padrão estimado		= 0.03293759		
AIC		= -673.0432		
BIC		= -669.9133		

Fonte: Resultados da pesquisa

O modelo ARIMA que melhor se ajustou à variável ∇ LPPR foi o modelo auto-regressivo de ordem 1 e com uma diferença de ordem 1, representado pela equação a seguir, ou seja, ARIMA (1,1,0).

$$\nabla LPPR_t = \frac{1}{(1 - 0,36878 B)} a_t \quad (7)$$

Ressalte-se que o parâmetro auto-regressivo de ordem 1 (AR1) da variável ∇ LPPR, significa dizer que a diferença do preço de hoje sofre influência da diferença do preço de um período atrás $t-1$, mais precisamente, 36,87% do preço atual da cana no Paraná se deve ao seu próprio preço do mês anterior.

Quanto à variável LPSP, esta também pode ser considerada não-estacionária de acordo com o correlograma da FAC e a exemplo da variável LPPR, possui memória longa, decaindo lentamente ao longo do tempo, do mesmo modo indicando a presença de raiz unitária. No correlograma da FAC da variável ∇ LPSP a variável vai diminuindo rapidamente, supondo a estacionariedade da série. Os resultados da autocorrelação parcial para a variável LPSP e ∇ LPSP sugerem a existência de parâmetros auto-regressivos e de médias móveis.

⁸ O teste χ^2 (*qui-quadrado*) de Ljung Box (1978) indica a existência ou não de autocorrelação serial, ou seja, é utilizado para testar se um conjunto de autocorrelações dos resíduos é (ou não) estatisticamente diferente de zero.

Similarmente, o teste ADF foi aplicado para a variável LPSP, cujos resultados encontram-se na tabela 5. Verificou-se que o teste de raiz unitária para a variável LPSP confirmou a presença de raiz unitária, de acordo com os valores apresentados para as três estatísticas. Logo, não pode ser rejeitada a hipótese nula de que a série tem raiz unitária para não incorrer no erro de rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira.

Tabela 5 – Teste de Raiz Unitária (ADF) para a Variável LPSP

Valor	τ^3	τ^2	τ^1	Ordem de integração
Testes <i>tau</i>	-2.4514	-1.6368	1.0679	
p-valor	0.3518	0.4617	0.9253	I (1)

Fonte: Resultados da Pesquisa

¹ Sem constante e sem tendência; ² Com constante e sem tendência; ³ Com constante e com tendência

Assim sendo, repetiu-se o teste de raiz unitária desta vez com a variável diferenciada, incluindo-se duas defasagens (ordem 2) de acordo com o BIC. Diante dos resultados (Tabela 6), rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária e não se rejeita a hipótese alternativa de que a série é estacionária para as três estatísticas. Portanto, a variável LPSP também demonstrou ser uma série integrada de ordem um [I (1)], pois os resultados apontam para a estacionariedade em sua primeira diferença.

Tabela 6 – Teste de Raiz Unitária (ADF) para a Variável VLPSP

Valor	τ^3	τ^2	τ^1	Ordem de integração
Testes <i>tau</i>	-5.0658	-5.0372	-5.0527	
p-valor	0.0003	0.0001	0.0001	I (0)

Fonte: Resultados da Pesquisa

¹ Sem constante e sem tendência; ² Com constante e sem tendência; ³ Com constante e com tendência

Para a identificação do processo gerador da série utilizou-se da análise dos correlogramas FAC e FACP que indicaram a existência de termos auto-regressivos e de médias móveis. O correlograma da FAC permitiu “suspeitar” das defasagens de ordem 13 e 17 e o BIC indicou os termos auto-regressivos de ordem 1 e 2. Sendo assim, foi estimado um modelo ARIMA com dois parâmetros auto-regressivos de ordens 1 e 2, além de dois parâmetros de médias móveis de ordens 13 e 17, respectivamente.

Com base nos parâmetros identificados na etapa anterior, foi estimado o modelo ARIMA (2,1,17) para a série VLPSP. A Tabela 7, a seguir, apresenta as estatísticas da estimativa do modelo ARIMA (2,1,17) da série VLPSP.

Tabela 7 – Estimativas do Modelo ARIMA (2,1,17) da série VLPSP

Parâmetro	Estimativa	Erro padrão estimado	Teste <i>t</i>	Defasagem
MA1,1	0.20585	0.07827	2.63	13
MA2,1	0.18975	0.07808	2.43	17
AR1,1	0.24033	0.07736	3.11	1
AR1,2	0.18900	0.07658	2.47	2
Erro padrão estimado		= 0.0331211		
AIC		= -668.21051		
BIC		= -655.69092		

Fonte: Resultados da pesquisa

Após a definição do modelo ARIMA (2,1,17) para a série VLPSP, verificou-se a eficácia do método de filtragem por meio do teste Ljung-Box. Os valores das probabilidades ficaram acima de

10%, logo, não se rejeita a hipótese nula de que todas as autocorrelações dos resíduos sejam iguais a zero e, conseqüentemente, os erros do modelo ARIMA da série $\nabla LPSP$ podem ser considerados ruído branco. Com a inclusão dos termos de médias móveis e termos auto-regressivos eliminou-se a autocorrelação.

O modelo apresentado a seguir foi o que melhor ajustou-se à variável $\nabla LPSP$, ou seja, ARIMA (2,1,17).

$$\nabla LPSP_t = \frac{(1 - 0,20585 B^{13})(1 - 0,18975 B^{17})}{(1 - 0,24033 B - 0,189 B^2)} a_t \quad (8)$$

A variável $\nabla LPSP$ possui parâmetro AR de ordem 2 (AR2). Isso implica dizer o preço de t sofre influência do preço de $t-1$ e $t-2$ ao mesmo tempo, com magnitudes iguais a 24,03% e 18,9%, respectivamente. Em relação aos parâmetros de MA de ordem 13, isso significa que, na média, os erros dessa variável são corrigidos em torno de 20,58% a cada 13 meses. Pode-se notar que o parâmetro de ordem 13 é muito próximo de 12, sinal de que provavelmente esteja refletindo aspectos relacionados com a safra da cana-de-açúcar, cuja colheita é anual.⁹ Em outras palavras, esse parâmetro pode estar mostrando o final da colheita seguida do plantio da próxima safra ou então o final da safra (ou plantio) da cana na região Centro-Sul em face do início (ou final da safra no Nordeste), ou seja, um mercado pode estar captando o efeito do outro. No caso do parâmetro de médias móveis de ordem 17, na média, os erros dos preços da cana são corrigidos em 18,97% a cada 17 meses. Outra possível explicação econômica para esse número de defasagens pode ser encontrada nas considerações a seguir:

A cana-de-açúcar tem sido plantada em três épocas distintas, fevereiro-maio, junho-agosto e setembro-novembro, denominadas respectivamente, cana de ano e meio, cana de inverno e cana de ano. Cana de ano e meio é o sistema mais utilizado nas usinas e destilarias do Estado de São Paulo. Considerando que a safra inicia-se em abril, a cana tem cerca de 13-20 meses para crescimento (MOREIRA, 2004, p. 1).

Quanto ao modelo de função de transferência, neste trabalho, foram utilizados dois métodos diferentes para o cálculo da elasticidade de transmissão de preços. Um modelo contendo elementos de longo prazo e outro que tem exclusivamente elementos de curto prazo. Os parâmetros estimados do modelo de função de transferência para a variável LPPR encontram-se na tabela a seguir.

Tabela 8 – Estimativas dos Parâmetros do Modelo de Função de Transferência para a Variável LPPR

Parâmetro	Estimativa	Erro padrão estimado	Teste t	Defasagem
MA1,1	0.18719	0.07754	2.41	2
CP ¹ (ω)	0.41192	0.06364	6.47	0
LP ² (δ)	0.41255	0.10054	4.10	1
Erro padrão estimado		= 0.02916861		
AIC		= -707.91028		
BIC		= -698.53839		

Fonte: Resultados da Pesquisa

¹ Curto Prazo; ² Longo Prazo

⁹ Cumprir dizer que para um parâmetro de ordem 12 seja sazonal deve ocorrer picos nos lags 12, 24, 36, etc. Aparentemente, este não é o caso. Contudo, tem-se neste estudo um parâmetro de ordem 13, ademais na estimação do modelo não foi necessária aplicação de uma diferença sazonal, bastou somente uma diferença de ordem um para tornar a série estacionária, sendo assim não se fez necessário fazer um teste de raiz unitária sazonal. Maiores considerações sobre sazonalidade dos preços da cana-de-açúcar, ver Shikida e Margarido (2009).

A função de transferência definida para a variável LPPR assumiu a seguinte forma:

$$LPPR_t = \frac{(0,41192)}{(1 - 0,41255 B)} LPSP_t + \frac{(1 - 0,18719B^2)}{1} a_t \quad (9)$$

Conforme esse modelo, um choque não antecipado no preço da cana-de-açúcar em São Paulo é transmitido na magnitude de 41,19% para os preços da cana-de-açúcar no Paraná no curto prazo.

No longo prazo, choques não antecipados no preço da cana em São Paulo são transmitidos com magnitude igual a 70,12% [o cálculo de velocidade de longo prazo é dado pela seguinte fórmula: $LP = \omega_0 / (1 - \delta)$, ou seja: $0,41192 / (1 - 0,41255) = 70,12$]. Essa relação é, portanto, inelástica. Por conseguinte, pode-se concluir que apesar de não validar a LPU, esse resultado mostra que existe integração espacial de preços entre os dois mercados, porém esta integração não é plena no longo prazo pois difere da unidade.¹⁰ O parâmetro de médias móveis mostra que, na média, os erros do preço da cana-de-açúcar do Paraná no período atual são corrigidos a cada dois meses na magnitude de 18,71%.

A verificação da ausência de autocorrelação dos resíduos foi realizada por meio do teste Ljung-Box para o modelo de função de transferência com termo de longo prazo da variável LPPR. Os resultados indicaram que os resíduos são ruído branco, isto é, não apresentam autocorrelação. Os parâmetros estimados para o modelo de função de transferência de curto prazo para a variável LPPR encontram-se na tabela a seguir.

Tabela 9 – Estimativas dos Parâmetros do Modelo de Função de Transferência de curto prazo para a Variável LPPR

Parâmetro	Estimativa	Erro padrão estimado	Teste <i>t</i>	Defasagem
MA1,1	0.26267	0.07810	3.36	2
CP ¹ (ω)	0.36944	0.05838	6.33	0
LP ² (δ)	- 0.33367	0.06016	-5.55	1
Erro padrão estimado		= 0.02848586		
AIC		= -715.86856		
BIC		= -706.49667		

Fonte: Resultados da Pesquisa

¹ Curto Prazo; ² Longo Prazo

Assim, a função de transferência de curto prazo definida para a variável LPPR assumiu o seguinte aspecto:

$$LPPR_t = (0,36944 + 0,33367 B) LPSP_t + (1 - 0,26267B^2) a_t \quad (10)$$

O modelo de função de transferência de curto prazo mostra que choques não antecipados nos preços da cana-de-açúcar no Estado de São Paulo são transmitidos em duas etapas para os preços da cana-de-açúcar no Paraná. Na primeira fase, um choque não antecipado nos preços da cana-de-açúcar no Estado de São Paulo é transmitido instantaneamente, ou seja, sem defasagem temporal, para os preços da cana-de-açúcar no Paraná com magnitude igual a 36,94%. Decorrido um mês após esse choque inicial, ocorre outra transmissão de preço, sendo essa transferência igual a 33,36% (Tabela 9). Portanto, no curto prazo, a transmissão total de preços da cana-de-açúcar do Estado de São Paulo para os preços da cana-de-açúcar do Paraná após o choque inicial é da ordem de 70,31%. Logo, a elasticidade de transmissão espacial de preços assume característica inelástica.

¹⁰ Maiores considerações sobre grau de integração, ver: González-Rivera e Helfand (2001) e Alves (2009).

Além dos dois parâmetros de curto prazo, esse modelo de função de transferência também necessitou da inclusão de um parâmetro de médias móveis de ordem 2, cujo valor da estimativa é igual 0,26267. Em outras palavras, esse parâmetro de médias móveis indica que, na média, os erros dos preços da cana-de-açúcar no Paraná são corrigidos em torno de 26,26% a cada dois meses.

A verificação dos resíduos do modelo de função de transferência foi realizada por meio do teste Ljung-Box para o modelo de função de transferência de curto prazo da variável LPPR. Os resultados indicaram que a série é ruído branco.

Uma vez determinada a ordem de integração de cada variável, foram realizados os testes de co-integração. Para tal, primeiramente, foi estimada uma regressão das variáveis em nível, sendo que o preço da cana-de-açúcar no Paraná foi considerado como variável explicada pelo preço da cana de São Paulo, incluindo termos de intercepto e tendência. Os resultados da regressão de co-integração são apresentados na tabela a seguir.

Tabela 10 – Estimativas dos Parâmetros da Regressão LPR (Variável Explicada) e LSP (Explicativa)

Variável	Estimativa do parâmetro	Erro padrão da estimativa	Valor de t	Pr > $ t $
Intercepto	0.835183	0.07370493	11.331	0.0001
Tendência	0.001256	0.00023984	5.237	0.0001
LSP	0.677598*	0.02977838	22.755	0.0001

Fonte: Resultados da Pesquisa

* Este resultado não necessita ser explicado, uma vez que, dado que as variáveis são integradas de ordem um, a estimação da regressão com as variáveis em nível produzem resultados espúrios, ou seja, sem significado econômico. Não obstante, esta regressão é auxiliar no sentido de capturar os resíduos dessa regressão para posterior análise.

Dessa regressão obtiveram-se os resíduos (erro para cada observação), os quais foram submetidos ao teste ADF para verificar a sua estacionariedade. A tabela a seguir mostra o resultado do teste ADF dos resíduos da regressão em uma defasagem de acordo com o valor BIC (1,0) igual a -6.96.

Tabela 11 – Teste de Raiz Unitária (ADF) para os Resíduos da Regressão LPR contra LSP

Valor	τ^3	τ^2	τ^1	Ordem de integração
Testes τ	-3.1315	-3.1390	-3.1478	
p-valor	0.1025	0.0260	0.0018	I (1)

Fonte: Resultados da Pesquisa

¹ Sem constante e sem tendência; ² Com constante e sem tendência; ³ Com constante e com tendência

O resultado do teste ADF para o modelo com constante e com tendência está muito próximo da fronteira para tomada de decisão, dado que, o teste ADF tem baixo poder¹¹, segundo Margarido e Medeiros Junior (2006, p. 152) “seus resultados são fortemente influenciados pela presença ou não de constante e/ou tendência, número de defasagens utilizadas para eliminar a autocorrelação dos resíduos e também pelo próprio tamanho da amostra utilizada”. Nesse caso não é possível determinar se os resíduos são ou não estacionários.

Porém, ao se levar em consideração o modelo com constante, a estatística τ_μ (τ -mi), com p-valor = 0.0260, pode-se afirmar que a série dos resíduos da regressão é estacionária. Logo, afirma-se que as séries são co-integradas, ou seja, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as duas.

Essa relação válida parcialmente a LPU, porém mostra que existe integração espacial de preços entre os dois mercados, sendo esta integração não plena no longo prazo pois difere da

¹¹ “Afirmar que determinado teste apresenta baixo poder, implica que há elevada probabilidade de se cometer o Erro do Tipo II, isto é, não rejeitar a hipótese nula quando ela é falsa” (MARGARIDO; MEDEIROS JUNIOR, 2006, p. 152).

unidade.¹² Com isto, uma variação no preço da cana paulista não é transmitida integralmente ao preço da cana paranaense, o que pode ser causado pelo fato da cana-de-açúcar não ser um produto comercializado entre os estados supra. A cana é uma matéria-prima que deve ser plantada num raio de 30 a 35 km da unidade industrial que irá processar; ademais, uma vez colhida, a cana não pode ser estocada e precisa ser entregue para processamento industrial em até 72 horas, evitando perda de qualidade.

Verificada a co-integração das variáveis em estudo, necessariamente existe um Modelo de Correção de Erro (MCE), o qual visa apontar a direção da transmissão de preços, assim como permite analisar os elementos de curto prazo e longo prazo, conforme resultados presentes na tabela 12.

Tabela 12 – Estimativas dos Parâmetros do MCE

Variável	Graus de liberdade	Estimativa do parâmetro	Erro padrão da estimativa	Valor de t	Pr > t
∇ LPSP	1	0.468836	0.06131644	7.646	0.0001
RESÍDUO1	1	-0.132183	0.03536424	-3.738	0.0003

Fonte: Resultados da Pesquisa

Conforme tabela 12, o valor estimado do parâmetro de curto prazo do MCE é igual a 0,468836, valor que indica que os desequilíbrios de curto prazo tendem a ser corrigidos com velocidade de ajuste de 0,46% em cada período de curto prazo. Ou seja, 0,46% das variações nos preços da cana-de-açúcar no Estado de São Paulo são transmitidas aos preços da cana-de-açúcar no Estado do Paraná no mesmo período. Por outro lado, a estimativa do parâmetro de longo prazo tende a corrigir os desequilíbrios com velocidade de 13,21% em cada período.

Verifica-se que a elasticidade de transmissão de preços entre os preços da cana paulista e paranaense em curto prazo é inelástica e em longo prazo a inelasticidade é mais acentuada, já que os valores apresentados são menores que a unidade e, além disso, esse desequilíbrio é lentamente corrigido. Pois “quanto maior o valor da estimativa do parâmetro do resíduo defasado de um período, mais rápido o equilíbrio é atingido” (MARGARIDO; ANEFALOS, 2001, p. 16).

Como o Estado de São Paulo é o formador de preço e geograficamente situa-se ao lado do Paraná, supunha-se que no longo prazo a velocidade dessa transferência fosse mais alta. Novamente, a razão logística parece estar determinando essa situação, pois o mercado de terras para o plantio e a colheita da cana precisa estar num raio de 30 a 35 km de proximidade com as usinas de cana (impossibilidade de se importar a matéria-prima cana-de-açúcar). Ademais, pelo fato de o Estado de São Paulo possuir seu Consecana¹³, e o Estado do Paraná também possuir o seu modelo Consecana, ambos com parâmetros distintos, credita-se a isto a formação de preços peculiares para cada estado.

Destarte, essa dinâmica pode ser explicada economicamente pelo fato de que “o preço da cana-de-açúcar é fortemente influenciado pelos preços dos produtos finais (açúcar e álcool) ou por outros aspectos como qualidade da matéria-prima que varia ao longo do ano” (SHIKIDA; MARGARIDO, 2009, p. 18).

Não obstante, Satolo e Bacchi (2008), em estudo sobre a dinâmica econômica das flutuações na produção de cana-de-açúcar, constataram que as variações do preço médio do açúcar e álcool

¹² Nesse caso temos que co-integração não implica que dois mercados são integrados. Na verdade, o conceito de co-interação mostra que, se duas variáveis são co-integradas, elas convergem para uma posição de equilíbrio no longo prazo. Enquanto que, o conceito econômico de integração implica na questão da arbitragem entre dois mercados. No entanto, quando se aplica o conceito de co-integração, está implícita a questão da arbitragem, quando são analisados dois mercados. Portanto, nesse caso se pode dizer que co-integração implica no processo de arbitragem e, conseqüentemente, integração entre mercados. Uma das hipóteses da Lei do Preço Único é que os custos de transporte e os custos de transação não são considerados. No entanto, Ravallion (1986) introduziu os custos de transação no modelo de co-integração. Maiores considerações sobre isto, ver: Barret (1996) e Ravallion (1986).

¹³ Por meio do Consecana se estabelece o preço da cana com base na quantidade de Açúcar Total Recuperável, mensurado pelo teor de sacarose contida na cana fornecida, e nos preços dos produtos finais pela indústria, açúcar e álcool, tanto no mercado interno como no externo.

foram mais importantes para explicar as variações do preço da cana do que o contrário, concluindo que isso pode ser reflexo do modelo Consecana para precificação da matéria-prima nos últimos anos.

Para complementar, o fato de os mercados de cana-de-açúcar entre São Paulo e Paraná não serem perfeitamente integrados em relação à transmissão de preços, também pode ser justificado pelo valor do kg de ATR, que no Paraná é de R\$ 0,3076 e em São Paulo R\$ 0,3166, mais a diferença dos parâmetros sobre os rendimentos industriais do açúcar mercado externo, álcool anidro e álcool hidratado considerados no modelo Consecana Paraná e os praticados no Consecana São Paulo. Ademais, as unidades industriais do Paraná são menores do que as de São Paulo, fazendo com que o tempo de moagem seja menor, além da constatação de que a riqueza da cana paulista é maior do que a paranaense (ALCOPAR, 2009).

Os resultados mais significativos em resposta aos objetivos deste trabalho foram expostos e discutidos de acordo com a teoria e o setor no que diz respeito à transmissão de preços da cana-de-açúcar pagos ao produtor entre os Estados de São Paulo e Paraná.

5. Conclusões

Este trabalho identificou a transmissão espacial de preços da cana-de-açúcar entre os Estados de São Paulo e Paraná, período de janeiro de 1995 a fevereiro de 2009. Utilizaram-se dados mensais das variáveis preço da cana-de-açúcar de São Paulo e do Paraná, os quais foram transformados em logaritmos para o ajustamento do modelo.

O primeiro passo da análise consistiu na determinação do número de defasagens segundo o Critério de Informação de Schwarz (BIC), em seguida foi realizado o teste *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF) com as variáveis em nível e em primeira diferença. O resultado indicou que as variáveis são estacionárias nas diferenças, ou seja, integradas de ordem um [$I(1)$].

Dando sequência, os testes de co-integração revelaram a existência de uma relação de longo prazo entre as séries estudadas. As elasticidades de transmissão de preços em curto e longo prazo apresentaram-se inelásticas. Os resultados dos modelos de função de transferência indicaram que um choque não antecipado no preço da cana-de-açúcar em São Paulo é transmitido na intensidade de 41,19% para os preços da cana-de-açúcar no Paraná no curto prazo. No longo prazo, choques não antecipados no preço da cana em São Paulo são transmitidos com intensidade igual a 70,12%. Isso mostra uma relação inelástica. Conseqüentemente, essa relação valida parcialmente a LPU, mostrando que existe integração espacial de preços entre os dois mercados, sendo esta integração não plena no longo prazo, pois difere da unidade. Outrossim, foi verificado que a estimativa do parâmetro de longo prazo tende a corrigir os desequilíbrios com velocidade de 13,21% em cada período, o que é baixo. Logo, como o conceito de grau de integração diz respeito ao tempo necessário para que se reestabeleça o equilíbrio, tal resultado não mostra alto grau de integração.

Assim, considera-se que além dos diferentes parâmetros do modelo Consecana de precificação para os Estados de São Paulo e Paraná, as razões logísticas citadas anteriormente e também o fato das variações nos preços dos derivados da cana-de-açúcar influenciarem o preço desta matéria-prima, sejam também obstáculos para a perfeita integração destes mercados.

Em suma, a variação de preço é uma das principais características do mercado agrícola, de forma que conhecer o comportamento dos preços dos produtos ao longo do tempo, nesse caso, da cana-de-açúcar, fornece aos produtores e agentes ligados à agroindústria canavieira informações para melhor decidirem sobre os pontos considerados no modelo Consecana Paraná e os praticados no Consecana São Paulo.

Por ser um assunto que não se esgota e com a promissora expectativa da agroindústria canavieira em função da rápida expansão das lavouras de cana-de-açúcar, puxada pela crescente demanda global de etanol, seria interessante o desenvolvimento de outros estudos para se perscrutar as causas que impedem a perfeita integração entre os mercados regionais de cana-de-açúcar no tocante aos preços.

Referências

- Alves, J. da S. *Transmissão de preços de açúcar e álcool em mercados espacialmente separados no Brasil na presença de custos de transação*. 2009. 138 f. Tese (Doutorado). PIMES/UFPE, Recife, 2009.
- Alves, L. R. A. *Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo*. 2002. 107 f. Dissertação (Mestrado). ESALQ/USP, Piracicaba, 2002.
- Anefalos, L. C.; Margarido, M. A. Modelos de séries temporais aplicados ao setor de exportação brasileira de flores de corte. In: CONGRESSO DA SOBER, 44, 2006, Fortaleza. *Anais...* Fortaleza: Sober, 2006.
- Associação de produtores de bionergia do estado do Paraná - ALCOPAR. *Produtos e estatísticas*. Maringá, 2010. Disponível em: <<http://www.alcopar.org.br>>. Acesso em: 07/03/2010.
- _____. Ata da 117ª reunião do CONSECANA - Paraná, realizada no dia 26 nov. 2009. Maringá, 2009. Disponível em: <<http://www.alcopar.org.br/consecana/atas>>. Acesso em: 16/02/2010.
- Bacchi, M. R. P. *A indústria canavieira do Brasil em clima otimista*. [Piracicaba]: CEPEA, 2006. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/Cepea_Sucroalc_revFuturos_site.pdf>. Acesso em: 30/03/2010.
- Banerjee, A. *Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. New York: Oxford University Press, 1993. 329 p.
- Barret, C. B. Market analysis methods: are our enriched toolkits well suited to enlivened markets? *American Journal of Agricultural Economics*, v. 78, n. 3, p. 825-829, 1996.
- Barros, G. S. A. C.; Burnquist, H. L. Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo. In: Encontro Latino Americano da Econometric Society, 7, São Paulo, 1987. *Anais...* São Paulo, 1987, p 175-190.
- Box, G. E. P.; Jenkins, G. M. *Time series analysis: forecasting and control*. San Francisco: Holden-Day, 1970. 375 p.
- Box, G. E. P.; Jenkins, G. M.; Reinsel, G. C. *Time series analysis: forecasting and control*. 4th ed. New York: Wiley, 2008. 768 p.
- Burnquist, H. L.; Bacchi, M. R. P.; Marjotta-Maistro, M. C. Análise da comercialização dos produtos do setor sucroalcooleiro brasileiro: evolução, contexto institucional e desempenho. In: Moraes, M. A. F. D.; Shikida, P. F. A. *Agroindústria canavieira no Brasil: evolução, desenvolvimento e desafios*. São Paulo: Atlas, 2002. p. 182-198.
- Companhia Nacional de Abastecimento - CONAB. *Brasil bate mais um recorde na produção de cana*. Brasília, DF, 2009. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conabweb/index.php?PAG=73&NSN=1017>>. 2009. Acesso em: 20/03/2010.
- Conforti, P. *Price transmission in selected agricultural markets*. Rome: FAO, 2004. 86 p. (FAO Commodity and Trade Policy Research Working Paper, n.7). Disponível em: <<ftp://ftp.fao.org/docrep/fao/007/j2730e/j2730e00.pdf>>. Acesso em: 22/12/2009.

- Dickey, D. A.; Fuller, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with units root. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, v. 74, n. 366, p. 427-431, jun, 1979.
- _____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, Chicago, v. 49, p. 1057-1072, jul., 1981.
- Engle, R. F.; Granger, C. W. J. *Long-run economic relationship: readings in cointegration*. New York: Oxford University Press, 1991. 301 p.
- Fackler, P. L.; Goodwin, B. K. Spatial price analysis. In: RAUSSER, G.; GARDEN, B. (Ed.). *Handbook of agricultural economics*. Amsterdam: North-Holland Press, 2001.
- _____. *Spatial price analysis: a methodological review*. North Carolina: Department of Agricultural and Resource Economics, North Carolina State University, 2000.
- Faminon, M. D.; Benson, B. L. Spatial market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 72, n. 1, p. 49-62, 1990.
- Freitas, S. M.; Margarido, M. A.; Barbosa, M. Z.; Franca, T. J. F. 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.
- González-Rivera, G.; Helfand, S. M. *Economic development and the determinants of spatial integration in agricultural markets*. Riverside: Department of Economics, University of California, Working Paper, v.1, n. 28, p. 1-31, 2001.
- Goodwin, B. K.; Schroeder, T. C. Cointegration tests and spacial price linkages in regional cattle markets. *American Journal of Agricultural Economics*, Ames, IA, v. 73, n. 2, p. 452-464, May 1991.
- Goodwin, B. K. *Spatial and vertical price transmission in meat markets*. Paper prepared for workshop on market integration and vertical and spatial price transmission in agricultural markets, University of Kentucky, april 21, 2006.
- Haugh, L. D.; Box, G. E. P. Identification of dynamic regression (distributed lag) models connecting two time series. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, v.72, n. 357, p.121-130, mar. 1977.
- Instituto de Economia Agrícola - IEA. *Preços médios mensais recebidos pelos produtores: 1995-2008*. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/banco/menu.php>>. Acesso em: 30/03/2009.
- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA. *Preço médio recebido pelo agricultor: 1995-2008*. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?SessionID=1903167275&Tick=1237840001406&VAR_FUNCAO=Ser_TemasFonte%28128%2C417%29&Mod=M> Acesso em: 30/03/2009.
- Ljung, G. M.; Box, G. E. P. *On a measure of lack of fit in time series models*. *Biometrika*, v. 65, p. 297-303, 1978.

- Mackinnon, J. G. Critical values for cointegration tests. In: Engle, R. F.; Granger, W. J. *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. New York: Oxford University Press, 1991. p. 267-76.
- Margarido, M. A.; Kato, H. T.; Ueno, L. H. Aplicação da metodologia Box-Jenkins na análise da transmissão de preços no mercado de tomate no Estado de São Paulo. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 24, n. 3, p. 405-432, set./dez. 1994.
- 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.; Fernandes, J. M. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja. *Pesquisa e Debate*, São Paulo, v. 12, n. 2(20), p. 5-40, 2001.
- Margarido, M. A.; Anefalos, L. C. Testes de co-integração utilizando o SAS: teoria e aplicação. *Informações Econômicas*, v. 31, n. 1, p. 7-21, jan. 2001.
- Margarido, M. A.; Medeiros Junior, H. Teste para mais de uma raiz unitária: uso do software sas® na elaboração de uma rotina para o teste Dickey-Pantula. *Pesquisa & Debate*, São Paulo, v. 17, n. 1 (29) p. 149-170, 2006.
- Mills, T. C. *Time series techniques for economists*. New York: Cambridge University, 1990. 377 p.
- Moreira, S. Faça um bom planejamento de plantio da cana e produza mais volumoso por área. *ReHagro*, Inhaúma/MG, 2004. Disponível em <<http://www.rehagro.com.br/siterehagro/publicacao.do?cdnoticia=48>>. Acesso em: 20/01/2010.
- Mundlack, Y.; Larson, D. F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Economic Review*, v. 6, n. 1, p. 399-422, 1992.
- Neves, M. F.; Conejero, M. A. *Estratégias para a cana no Brasil*. São Paulo: Atlas, 2009, 288 p.
- Oliveira, L. C. O novo ciclo da cana-de-açúcar: crescimento e desenvolvimento econômico? *Informativo CORECON*. Curitiba, junho/2006. Disponível em: <http://www.corecon-pr.org.br/noticias/junho22_artigo.htm>. Acesso: 11/05/2009.
- Perron, P. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B. Bhaskara. *Cointegration for the applied economist*. New York: ST. Martin's Press, 1994. p. 113-146.
- Rapsomanikis, G.; Hallam, D.; Conforti, P. Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries: review and applications. *Commodity Market Review*, Rome, 2003. Disponível em: <<http://www.fao.org/docrep/006/y5117e/y5117e06.htm>>. Acesso em: 25/04/2009.
- Ravallion, M. Testing marketing integration. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 68, n. 1, p. 102-109, 1986.
- SAS Institute. *SAS/ETS user's guide*. Cary, NC. 1988. 559p.
- Satolo, L. F.; Bacchi, M. R. P. Dinâmica econômica das flutuações na produção de cana-de-açúcar. In: CONGRESSO DA SOBER, 2008, Rio Branco. *Anais....* Rio Branco: SOBER, 2008.

Sexton, R. J.; Kling, C. L.; Carman, H. F. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to US celery. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 73, p. 568-580, 1991.

Shikida, P. F. A. *A evolução diferenciada da agroindústria canavieira no Brasil de 1975 a 1995*. 1997. 191 f. Tese (Doutorado). ESALQ/USP, Piracicaba, 1997.

Shikida, P. F. A.; Margarido, M. A. Uma análise econométrica da sazonalidade dos preços da cana-de-açúcar, no Estado do Paraná, 2001-2007. *Informações Econômicas*, São Paulo, v. 39, p. 69-81, 2009.

União da Indústria da Cana-de-Açúcar - UNICA. *Cana-de-açúcar*. São Paulo, 2010. Disponível em: <<http://www.unica.com.br/FAQ/>>. Acesso em: 30/02/2010.

Vandaele, W. *Applied time series and Box-Jenkins models*. New York: Academic Press, 1983. 417 p. *apud* 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.