

**MARIZA ZENI DE CASTRO TOMASETTO**

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

**Toledo  
2010**

**MARIZA ZENI DE CASTRO TOMASETTO**

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

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação *Stricto Sensu* em Desenvolvimento Regional e Agronegócio, da Universidade Estadual do Oeste do Paraná – UNIOESTE/*Campus* de Toledo, como requisito parcial para a obtenção do título de mestre.

Orientador: Prof. Dr. Pery Francisco Assis Shikida

Co-orientador: Prof. Dr. Mário Antonio Margarido

**Toledo  
2010**

Catálogo na Publicação elaborada pela Biblioteca Universitária  
UNIOESTE/Campus de Toledo.  
Bibliotecária: Marilene de Fátima Donadel - CRB – 9/924

T655t	<p>Tomasetto, Mariza Zeni de Castro Transmissão de preços no mercado de cana-de-açúcar entre os estados de São Paulo e Paraná / Mariza Zeni de Castro Tomasetto. -- Toledo, PR : [s. n.], 2010. 93 f.</p> <p>Orientador: Drº Pery Francisco Assis Shikida Co-orientador: Drº Mário Antonio Margarido Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio) - Universidade Estadual do Oeste do Paraná. Campus de Toledo. Centro de Ciências Sociais Aplicadas</p> <p>1. Cana-de-açúcar – Aspectos econômicos - Paraná 2. Cana-de-açúcar – Aspectos econômicos - São Paulo 3. Agroindústria canavieira 4. Análise de séries temporais 5. Preços (Transmissão) 6. Preços agrícolas - Pesquisa I. Shikida, Pery Francisco Assis, Or. II. Margarido, Mário Antonio, Or. III. T</p> <p>CDD 20. ed. 338.17361098162</p>
-------	--

**MARIZA ZENI DE CASTRO TOMASETTO**

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

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação *Stricto Sensu* em Desenvolvimento Regional e Agronegócio, da Universidade Estadual do Oeste do Paraná – UNIOESTE/*Campus* de Toledo, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre.

**COMISSÃO EXAMINADORA**

---

Prof. Dr. Jandir Ferrera de Lima  
Universidade Estadual do Oeste do Paraná  
– UNIOESTE/*Campus* Toledo

---

Prof. Dr. Cláudio Djissey Shikida  
IBMEC Educacional S/A - MG

---

Prof. Dr. Pery Francisco Assis Shikida  
Universidade Estadual do Oeste do Paraná  
– UNIOESTE/*Campus* Toledo  
Orientador

---

Prof. Dr. Mário Antonio Margarido  
Instituto de Economia Agrícola – IEA – São  
Paulo – SP  
Co-orientador

Toledo, 05 de março de 2010

Ao meu esposo Sérgio e aos meus  
filhos Laís e André Luiz.

## AGRADECIMENTOS

A Deus, pela vida.

Aos meus pais e irmãos, pelo amor incondicional.

Ao professor Pery Francisco de Assis Shikida, meu orientador, pela dedicação, determinação, dinamismo e dignidade.

Ao professor Mário Antonio Margarido, meu Co-orientador, pela paciência e sábias orientações.

Aos professores Cláudio Djissey Shikida e Jandir Ferrera de Lima, por aceitarem o convite para a minha banca.

Aos professores da UNIOESTE, Jandir Ferrera de Lima, Weimar Freire da Rocha Júnior, Carlos Alberto Piacenti, Silvio Antônio Colognese, Alfredo Aparecido Batista, Adelson Martins Figueiredo, e aos professores da UEM, Alexandre Florindo Alves e José Luiz Parré, pelos conhecimentos transmitidos.

Aos professores Dari José Klein, Jefferson Andronio Ramundo Staduto e Lucir Reinaldo Alves, pela gentileza e atenção.

Ao jovem professor Ariel Gustavo Letti, pelas aulas de econometria e pelo estímulo.

À “Super” Clarice, Marilene Donadel e aos demais colaboradores da UNIOESTE/Toledo-PR.

Aos amigos e colegas, em especial, André Ricardo Bechlin, Edson Deliberali e Olga da Conceição Pinto Tschá.

À coordenação do Programa, pela oportunidade.

À CAPES, pelo apoio financeiro.

“A mente que se abre a uma nova idéia  
jamais voltará ao seu tamanho original”.

Albert Einstein

TOMASETTO, M. Z. C. **Transmissão de preços no mercado de cana-de-açúcar entre os Estados de São Paulo e Paraná.** 2010. 81 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Toledo.

## RESUMO

Neste trabalho, analisou-se a transmissão espacial de preços entre os mercados de cana-de-açúcar de São Paulo e Paraná, no período de janeiro de 1995 a fevereiro de 2009. A metodologia de análise foi por meio do método Box-Jenkins para modelos Auto Regressivos de Médias Móveis (ARIMA) aplicados a séries temporais, teste de raiz unitária *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF), teste de co-integração de Engle-Granger, modelo de função de transferência e Modelo de Correção de Erro (MCE). Os resultados indicaram que as séries são co-integradas, ou seja, há relação de longo prazo. As elasticidades de transmissão de preços tanto de curto quanto de longo prazo apresentaram-se inelásticas. Constatou-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 99,84%. Essa relação é inelástica, mas muito próxima de uma relação com elasticidade unitária. Por conseguinte, pode-se concluir que, apesar de não validar a Lei do Preço Único, esse resultado mostra o elevado grau de integração espacial de preços entre os dois mercados, como era esperado.

**Palavras-chave:** Cana-de-açúcar; séries temporais; transmissão de preços.

TOMASETTO, M. Z. C. **Price transmission in the sugarcane markets of São Paulo and Paraná.** 2010. 81 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Toledo.

### **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 Auto Regressive Moving Average (ARIMA) applied to time series, the unit root Augmented Dickey-Fuller test (ADF), an Engle-Granger cointegration test, a transfer function model and the Error Correction Model (MCE). 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 99.84%. This relationship is inelastic, though very close to a unitary elasticity. Therefore, it can be concluded that even though the Law of One Price is not validated, this result shows a high degree of spatial integration of prices between the two markets, as expected.

**Key-words:** Sugarcane; time series; price transmission.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Área de cana-de-açúcar cultivada na região Centro-Sul, safra 2008/2009.....	23
Quadro 1 – Descrição das variáveis da pesquisa.....	45

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Cana-de-açúcar processada pelas usinas – em milhões de toneladas...	23
Tabela 2 – Determinação do número de defasagens segundo o BIC para realizar o teste ADF para as variáveis LPPR, LPSP, $\nabla$ LPPR e $\nabla$ LPSP.....	45
Tabela 3 – Teste de raiz unitária (ADF) para a variável LPPR.....	46
Tabela 4 – Teste de raiz unitária (ADF) para a variável $\nabla$ LPPR.....	47
Tabela 5 – Resultado do teste Ljung-Box para o modelo ARIMA da variável $\nabla$ LPPR.....	47
Tabela 6 – Estimativas do modelo ARIMA (1,1,0) da série $\nabla$ LPPR.....	48
Tabela 7 – Teste de raiz unitária (ADF) para a variável LPSP.....	49
Tabela 8 – Teste de raiz unitária (ADF) para a variável $\nabla$ LPSP.....	50
Tabela 9 – Estimativas do modelo ARIMA (2,1,17) da série $\nabla$ LPSP.....	50
Tabela 10 – Resultado do teste Ljung-Box para o modelo ARIMA da variável $\nabla$ LPSP.....	51
Tabela 11 – Estimativas dos parâmetros do modelo de função de transferência para a variável LPPR.....	53
Tabela 12 – Resultado do teste Ljung-Box para o modelo de função de transferência da variável LPPR.....	54
Tabela 13 – Estimativas dos parâmetros do modelo de função de transferência de curto prazo para a variável LPPR.....	54
Tabela 14 – Resultado do teste Ljung-Box para o modelo de função de transferência de curto prazo de LPPR.....	55
Tabela 15 – Estimativas dos parâmetros da regressão LPR (variável explicada) e LSP (explicativa).....	56
Tabela 16 – Teste de raiz unitária (ADF) para os resíduos da regressão LPR contra LSP.....	56
Tabela 17 – Estimativas dos parâmetros do MCE.....	58

Tabela 18 – Preços médios mensais recebidos pelos produtores de cana-de-açúcar/ton - Estado do Paraná, 1995-2009.....	73
Tabela 19 – Preços médios mensais recebidos pelos produtores de cana-de-açúcar/ton - Estado de São Paulo, 1995-2009.....	73
Tabela 20 – Correlograma da FAC da variável LPPR.....	75
Tabela 21 – Correlograma da FAC da variável $\nabla$ LPPR.....	75
Tabela 22 – Correlograma da FACP da variável LPPR .....	77
Tabela 23 – Correlograma da FACP da variável $\nabla$ LPPR.....	77
Tabela 24 – Correlograma da FAC da variável LPSP.....	79
Tabela 25 – Correlograma da FAC da variável $\nabla$ LPSP.....	79
Tabela 26 – Correlograma da FACP da variável LPSP.....	81
Tabela 27 – Correlograma da FACP da variável $\nabla$ LPSP.....	81

## LISTA DE SIGLAS

ADF - *Dickey-Fuller Aumentado*

AIC - *Akaike Information Criterion*

ALCOPAR - Associação de Produtores de Bioenergia do Estado do Paraná

ARIMA - Auto-Regressivo Integrado de Média Móvel

ATR - Açúcar Total Recuperável

BIC - *Bayesian Information Criterion*

CCF - Função de Correlação Cruzada

CNA - Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento

CONSECANA - Conselho dos Produtores de Cana-de-Açúcar, Açúcar e Alcool

EVA - *Economic Value Added*

FAC - Função de Autocorrelação

FACP - Função de Autocorrelação Parcial

FOB - *Free On Board*

IAA - Instituto do Açúcar e do Alcool

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IEA - Instituto de Economia Agrícola

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

LPPR - Logaritmo do Preço da cana-de-açúcar do Paraná em nível

LPSP - Logaritmo do Preço da cana-de-açúcar de São Paulo em nível

LPU - Lei do Preço Único

MCE - Modelo de Correção de Erro

NYBOT - *New York Board of Trade*

PIB - Produto Interno Bruto

PROÁLCOOL - Programa Nacional do Álcool

SAS<sup>®</sup> - *Statistical Analysis System*

UNICA - União da Indústria da Cana-de-Açúcar

UNICANA - Associação dos Fornecedores de Cana da Região de Bebedouro

VEC - Modelo Vetorial de Correção de Erro

WWF - *World Wide Fund For Nature*

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	<b>14</b>
1.1 PROBLEMA, HIPÓTESE E JUSTIFICATIVA .....	17
1.2 OBJETIVOS .....	18
1.2.1 Objetivo geral .....	18
1.2.2 Objetivos específicos .....	19
<b>2 A AGROINDÚSTRIA CANAVIEIRA E O MERCADO DA CANA-DE-AÇÚCAR</b> ...	<b>20</b>
2.1 A AGROINDÚSTRIA CANAVIEIRA NO BRASIL .....	20
2.2 A AGROINDÚSTRIA CANAVIEIRA NO ESTADO DE SÃO PAULO .....	24
2.3 A AGROINDÚSTRIA CANAVIEIRA NO ESTADO DO PARANÁ .....	25
2.4 PREÇOS DA CANA-DE-AÇÚCAR .....	28
<b>3 TRANSMISSÃO ESPACIAL DE PREÇOS, INTEGRAÇÃO ESPACIAL DE MERCADO E LEI DO PREÇO ÚNICO</b> .....	<b>30</b>
3.1 LITERATURAS QUE VERSAM SOBRE O TEMA .....	32
3.2 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS .....	36
3.2.1 Teste da raiz unitária do tipo ADF .....	37
3.2.2 Identificação dos modelos ARIMA .....	39
3.2.3 Modelo de função de transferência .....	40
3.2.4 Teste de co-integração de Engle-Granger .....	42
3.2.5 Modelo de correção de erro (MCE) .....	43
<b>4 RESULTADOS E DISCUSSÃO</b> .....	<b>44</b>
<b>5 CONCLUSÕES</b> .....	<b>60</b>
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	<b>62</b>
<b>APÊNDICES</b> .....	<b>71</b>

<b>APÊNDICE A .....</b>	<b>72</b>
<b>APÊNDICE B .....</b>	<b>74</b>
<b>APÊNDICE C .....</b>	<b>76</b>
<b>APÊNDICE D .....</b>	<b>78</b>
<b>APÊNDICE E .....</b>	<b>80</b>

## 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 7 milhões de hectares, ocupando 1% da área nacional e apenas 2% da área apta à agricultura (UNIÃO DA INDÚSTRIA DA CANA-DE-AÇÚCAR – UNICA, 2009a). 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, 2009a).

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, à 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 idéia 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, L. C., 2006; PAULILLO *et al.*, 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, verificou-se 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, assunto esse foco dos capítulos subsequentes.

Além desta introdução, são apresentados no capítulo 1 o problema, hipótese e justificativa (seção 1.1) e os objetivos (seção 1.2). A caracterização da agroindústria canavieira brasileira, paulista e paranaense encontra-se no capítulo 2. Na sequência, são apresentadas algumas notas sobre transmissão espacial de preços, integração espacial de mercado, Lei do Preço Único (capítulo 3), destacando as literaturas que versam sobre o tema do estudo (seção 3.1) e procedimentos metodológicos (seção 3.2). Os resultados e discussão encontram-se no capítulo 4, e as conclusões no capítulo 5.

## 1.1 PROBLEMA, HIPÓTESE E JUSTIFICATIVA

Desde 1975, com a fundação do Programa Nacional do Álcool (Proálcool), as safras de cana-de-açúcar têm apresentado evolução favorável, em especial no Estado de São Paulo, onde as empresas mais investem na tecnologia da produção de cana, açúcar, álcool e derivados. Atualmente, além dos mais de cem subprodutos extraídos da cana, 75% dos produtos do setor petroquímico podem ser obtidos da agroindústria canavieira. A cana-de-açúcar e seus derivados contribuem com receita tributária em cerca de US\$ 1 mil por hectare, considerando a produtividade média de 75 ton/ha (ASSOCIAÇÃO DOS FORNECEDORES DE CANA DA REGIÃO DE BEBEDOURO - UNICANA, 2009).

A partir de 1990, com a saída parcial do Estado da regulamentação do setor e a abertura comercial, observa-se uma grande transformação do complexo canavieiro. De acordo com Vian (2003, p. 11), “o papel do Estado mudou, ele agora é mais de coordenador do que interventor”. Em 2002, inicia-se um período dinâmico e constante de crescimento da cultura da cana-de-açúcar. No âmbito nacional, esse crescimento tem sua concentração espacial na região Centro-Sul, com destaque para São Paulo, Paraná, Minas Gerais, Goiás e Mato Grosso do Sul (*WORLD WIDE FUND FOR NATURE - WWF BRASIL, 2008; ALCOPAR, 2009a*).

Hoje, como a cana-de-açúcar e seus derivados não estão sujeitos ao total controle do Estado, os produtores orientam-se pelas regras do mercado. Segundo Borges (2009), os preços das *commodities* no início de 2009 trouxeram certo alívio. No entanto, ainda existem outras variáveis que vão influenciar nos negócios no decorrer do ano. Os mercados estão trabalhando com incerteza e volatilidade, o que não dá segurança para dimensionar com precisão os reflexos da crise econômica mundial anunciada em setembro de 2008 e podem alterar os cenários. Desse modo, para cada segmento há uma realidade, porém a situação não é tranquila, inclusive para o produtor de cana-de-açúcar. Os preços serão influenciados pela demanda e a tendência é de que haja a redução do consumo, ocasionada pelo menor crescimento na economia mundial.

Nesse sentido, analisar a transmissão de preços tem sua justificativa por servir de instrumento para tomadas de decisão da parte dos produtores, tais como: o momento ideal de decisão da área plantada, o percentual de álcool e açúcar a ser extraído da matéria-prima e a política de investimentos. Como a integração entre esses dois mercados – São Paulo e Paraná - é de relevada importância, este estudo pretende contribuir com informações sobre transmissão de preços e fornecer dados aos órgãos governamentais no tocante à formulação e à aplicação de políticas para a agroindústria canavieira.

Além do indicador de preços do Conselho dos Produtores de Cana-de-Açúcar, Açúcar e Álcool (Consecana), os produtores tomam como base os preços do mercado (SHIKIDA; MARGARIDO, 2009). No entanto, pouco se conhece acerca do comportamento do mercado de cana-de-açúcar referente à elasticidade e à transmissão de preços entre os Estados de São Paulo e Paraná. Nesse contexto, a hipótese deste estudo é a de que há relação entre os preços da cana paulista e da paranaense (no sentido de o preço da cana paulista influenciar a paranaense, dada a magnitude da produção paulista e de sua importância econômica para os demais estados brasileiros).

## **1.2 OBJETIVOS**

### **1.2.1 Objetivo Geral**

Analisar como 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 Paraná, no período de janeiro de 1995 a fevereiro de 2009.

### 1.2.2 Objetivos Específicos

- a) Expor um breve cenário conjuntural da agroindústria canavieira nos Estados de São Paulo e Paraná, de modo a retratar sua dinâmica e caracterização setorial;
- b) verificar se existe relacionamento de longo prazo entre as variáveis preço da cana-de-açúcar do Estado de São Paulo e preço da cana-de-açúcar do Estado do Paraná, por meio de testes de co-integração, e averiguar como as variações nos preços da cana-de-açúcar paulista são transmitidas para os preços da cana paranaense no período da análise; e
- c) enviar os resultados desta pesquisa para os agentes ligados ao setor em questão (ALCOPAR), aproximando a academia e o setor técnico produtivo com estudos empíricos.

## **2 A AGROINDÚSTRIA CANAVIEIRA E O MERCADO DA CANA-DE-AÇÚCAR**

Considerando a importância da agroindústria canavieira para o crescimento e o desenvolvimento econômico brasileiro, assim como no contexto mundial, faz-se, a seguir, uma breve caracterização geral da cana-de-açúcar brasileira de São Paulo e Paraná<sup>1</sup>.

### **2.1 A AGROINDÚSTRIA CANAVIEIRA NO BRASIL**

A cana-de-açúcar é cultivada em todas as regiões geográficas brasileiras, principalmente no Centro-Sul do País, onde se verifica acentuada expansão nos últimos 25 anos. Na safra 2006/2007, o Brasil produziu um quarto da produção mundial, ou seja, aproximadamente 425 milhões de toneladas em cerca de seis milhões de hectares, sendo que 50% foram utilizadas para produção de açúcar e 50% para produção de álcool, nas 320 unidades industriais existentes no período (MACEDO, 2007).

Além disso, a cana-de-açúcar faz parte da história nacional brasileira e, de acordo com Bertelli (2007), para o século XXI mostra indícios de fornecer subsídios para mais crescimento do Brasil com o recrudescimento da produção do açúcar e do álcool.

Segundo Santiago *et al.* (2006), a transformação do sistema agroindustrial da cana-de-açúcar no Brasil foi ativada com o Proálcool, e a desregulamentação do setor nos anos 1990 deu um novo impulso, inaugurando,

---

<sup>1</sup> Esta pesquisa não procura perscrutar a evolução da agroindústria canavieira no Brasil, São Paulo e Paraná, nem de aprofundar na questão da “regulação” de preços da atividade; o intento deste capítulo é de apenas referenciar a importância relativa deste setor nos estados paulista e paranaense, expondo um breve cenário conjuntural. Mais considerações sobre isso, ver, dentre outros: Szmrecsányi (1979); Farina e Zylbersztajn (1998); Ramos (1999); Moraes e Shikida (2002); Vian (2003); Shikida e Staduto (2005); Macedo (2007) e UNICA (2007).

assim, uma nova etapa de tendência privada com aumento da eficiência, competitividade e sustentabilidade do setor.

Para Castro (2007), em função dos investimentos e da expansão do cultivo da cana-de-açúcar e pela sua diversificada utilização, a agroindústria canavieira tem contribuído com geração de empregos, renda e impostos, além da desconcentração espacial das atividades industriais e do desenvolvimento de pequenas cidades. Rocha (2008) destaca que os setores produtivos de cana-de-açúcar, açúcar e álcool geram, no Brasil, em torno de um milhão de empregos formais, realçando a importância da agroindústria canavieira e sua significância para a economia brasileira.

De acordo com Szmrecsányi (2002, p. 108):

Existe amplo consenso a respeito do fato de a cana-de-açúcar ser uma matéria-prima de aproveitamento múltiplo, cujos produtos intermediários e finais são dotados de grande versatilidade, e podem ser submetidos a diversos tipos de processamento industrial, e dar origem a um grande número de derivados, co-produtos e subprodutos, cujas possibilidades de utilização são também muito numerosas e variadas.

Nos últimos cinco anos, a produção da cana-de-açúcar cresceu consideravelmente, trazendo benefícios econômicos, ambientais e sociais para a sociedade brasileira, principalmente pelo aumento no consumo e na produção de etanol. Esses benefícios podem ser notados pelos investimentos que giram em torno de US\$ 24 bilhões na expansão da capacidade produtiva e na construção de novas usinas no País. Em decorrência disso, foram gerados mais de 150 mil empregos diretos e a ativação dos mercados de fatores (RODRIGUES, A. P.; RODRIGUES, L., 2008).

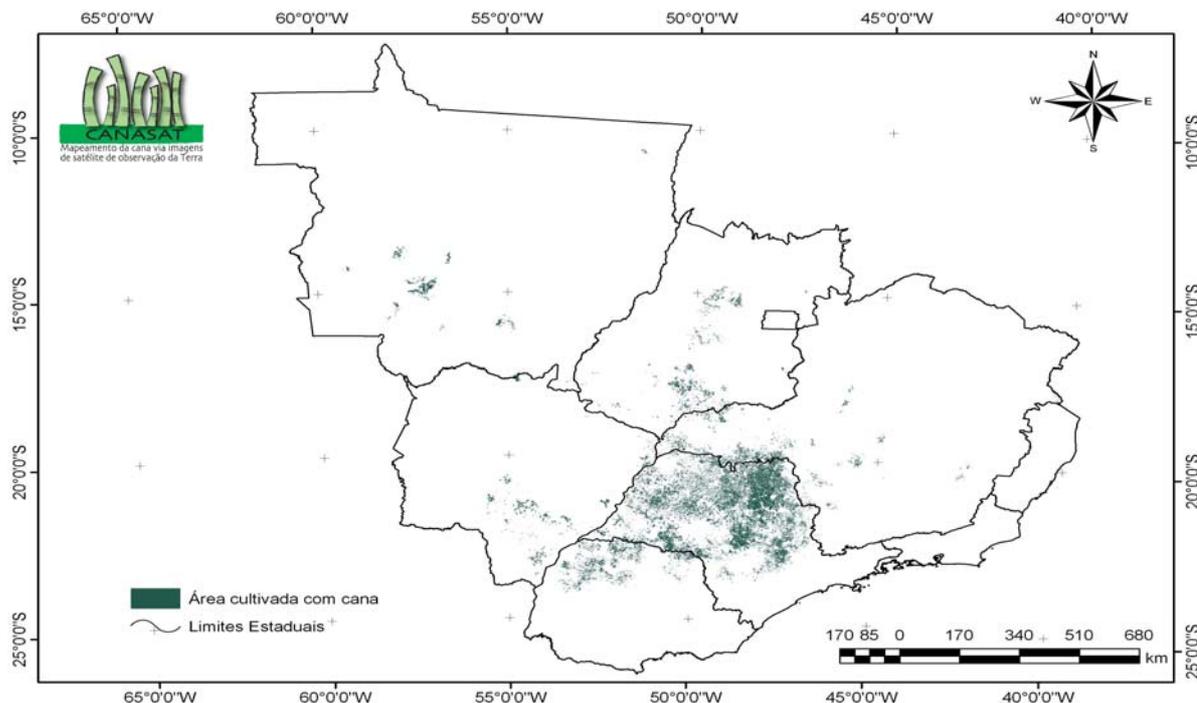
A previsão é de que até o ano de 2010, 90 novas usinas deverão ser construídas no País, sendo 40 delas em São Paulo. Esse setor contou (em meados desta década) com 320 empresas processadoras de açúcar e álcool em funcionamento. Ademais, cabe ressaltar que a dinâmica produtiva da cana-de-açúcar, das usinas e das destilarias passa principalmente por São Paulo, Paraná e Minas Gerais (FARIA, 2007).

A expectativa pré-crise financeira internacional, de acordo com Gonçalves e Souza (2009) era que os investimentos em novas unidades seguissem em sua crescente trajetória, mas o cenário ainda é de preocupação em relação à crise econômica mundial e o setor segue adiando novos investimentos (MAGOSSÍ; PORTO, 2009).

Contudo, para a safra 2009/2010, estima-se que o volume de cana-de-açúcar a ser processado atingirá um montante entre 622,0 e 633,7 milhões de toneladas, o que representa um acréscimo de 8,6% (49,4 milhões de toneladas) a 10,7% (61,1 milhões de toneladas) em relação à safra passada. Em relação a isso, a participação da região Centro-Sul está próxima de 90% do total nacional, em decorrência da estimativa de aumento de cana a ser processada entre 10,1% e 12,3%. O total estimado para a fabricação de açúcar foi de 44,7%; e de 55,3% para a produção de álcool. Na safra 2008/2009, a entrada de 25 novas usinas no sistema produtivo contribuiu para o crescimento da produção ocorrer na maioria dos estados da região Centro-Sul, entre os quais o Paraná se destaca com aumento de 20,2% (CONAB, 2009).

Como razões para esta atual fase de expansão do setor, mesmo considerando o revés da crise mundial de 2008 (que aparenta arrefecer nos próximos anos), apontam-se: o crescimento da demanda pelo álcool, que está sendo impulsionada pela elevação das vendas de veículos *flex fuel* (que estão próximo de 90% do total vendido); pelas perspectivas otimistas de exportação do álcool, no contexto de maior sustentabilidade ambiental, destacando o uso desse combustível renovável e menos poluente *vis-à-vis* a gasolina; e diante do preço internacional favorável da *commodity* açúcar, causado em parte pelas quebras de safras de importantes produtores mundiais – como a Índia (DAHMER; SHIKIDA, 2009).

A seguir, a figura 1 mostra a área cultivada com cana-de-açúcar na região Centro-Sul, com destaque para os Estados de São Paulo e Paraná, safra 2008/2009.



Fonte: CANASAT (2009)

Figura 1 – Área de cana-de-açúcar cultivada na Região Centro-Sul, safra 2008/2009

São Paulo localiza-se na região Sudeste do Brasil e a cana-de-açúcar está concentrada na região Centro-Norte e Oeste do Estado. O Paraná localiza-se na região Sul do Brasil e o cultivo da cana-de-açúcar se concentra na região Norte do Estado.

A tabela a seguir apresenta o total de cana-de-açúcar processado pelas usinas de São Paulo e Paraná no período estudado.

Tabela 1 – Cana-de-açúcar processada pelas Usinas – em milhões de toneladas

ESTADOS/PERÍODO	95/96	96/97	97/98	98/99	99/00	00/01	01/02	02/03	03/04	04/05	05/06	06/07	07/08	08/09
SÃO PAULO	152	170	181	200	194	148	177	192	208	230	244	264	296	346
PARANÁ	19	22	25	24	24	19	23	24	28	29	25	32	40	45
REGIÃO CENTRO-SUL	204	232	249	270	264	207	244	270	299	329	338	372	431	505
BRASIL	252	288	303	315	307	258	293	321	359	386	387	426	496	569

Fonte: UNICA (2009b)

Na safra 2008/2009, o processamento de cana pelas usinas no Estado de São Paulo representou 68,51% do montante da região Centro-Sul e 60,81% do total processado no Brasil. No Paraná as usinas processaram 8,91% do total da região Centro-Sul e 7,91% do total processado no Brasil.

## **2.2 A AGROINDÚSTRIA CANAVIEIRA NO ESTADO DE SÃO PAULO**

A gradual desregulamentação ocorrida a partir dos anos 1990 não alterou de forma significativa as estruturas produtiva e fundiária da agroindústria canavieira paulista, que conseguiu manter a concentração da produção da cana-de-açúcar, açúcar e álcool em São Paulo em contínuo processo de modernização produtiva, mantendo também a estrutura de propriedade da terra. Atualmente, a agroindústria canavieira paulista congrega os agentes mais dinâmicos do setor (VIAN, 1997; VIAN; BELIK, 2003). Além disso, o aumento da produção da cana-de-açúcar no Centro-Sul do Brasil e mais especificamente em São Paulo, considerado o principal produtor do País, ocorreu por ser o maior mercado interno da região Centro-Sul, pelas terras mais férteis e com produtividade média quase duas vezes superior às alcançadas no Nordeste. Destaque-se que esse estado possui um setor produtor de bens de produção designadamente para o setor canavieiro (WWF BRASIL, 2008). Com efeito, em São Paulo:

[...] conjugaram-se, além das excelentes condições de solo e clima, a existência de uma adequada infra-estrutura de transportes, a proximidade dos mercados consumidores e uma ativa base de desenvolvimento científico e tecnológico, fundamental para o processo de expansão com incrementos de produtividade observado nesse setor (BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL – BNDES; CENTRO DE GESTÃO E ESTUDOS ESTRATÉGICOS – CGEE, 2008, p. 164).

Dos 20 maiores municípios produtores de cana, 16 estão em São Paulo, que detém 58,8% da safra nacional. Ademais, o estado possui a maior

produtividade média (81,936 kg/ha), bem acima da média nacional, que é de 74,418 kg/ha. A expansão ocorreu, sobretudo, pela substituição de áreas com degradação de pastagens (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE, 2009; MACEDO, 2007).

Fatores como clima e solo explicam as diferenças de rendimento da produção paulista, que conta também com um avançado desenvolvimento tecnológico, auxiliando na redução de custos, além de incrementar a produtividade. Por outro lado, não se verifica inovação tecnológica nas mesmas proporções nas outras importantes regiões produtoras de cana-de-açúcar como Paraná e Minas Gerais. Dessa forma, as novas tecnologias serão essenciais nos próximos anos, tanto no tocante à produtividade quanto na competitividade do setor para continuar se destacando no agronegócio brasileiro (NASCIMENTO; SANTOS, 2005).

Ainda sobre São Paulo, segundo a CONAB (2009), os dados da safra 2009/2010 mostram que esse estado continua com a maior produção nacional (360,41 a 367,69 milhões de toneladas), números que representam cerca de 58% de toda cana que será processada.

### **2.3 A Agroindústria Canavieira no Estado do Paraná**

O Paraná, no período que antecedeu o Proálcool, não apresentava tradição na cultura de cana-de-açúcar. A partir de então, esse estado, com o fluxo de recursos provenientes desse Programa e com a extensão da agroindústria canavieira paulista, em especial para o Norte Central paranaense, tem mostrado expressivo crescimento e desenvolvimento, tanto na produção quanto na modernização tecnológica (CARVALHEIRO, 2005).

Deve-se ressaltar, além disso, que quase 100% da cana-de-açúcar produzida no Paraná provêm da região Norte Central do Estado, que detém áreas aptas ao cultivo e onde o movimento de expansão se apresenta com maior vigor, ainda que com intensidade diferente da do resto do Brasil. Outrossim, o Paraná

possui um expressivo parque industrial de processamento de cana para a fabricação de açúcar e álcool, distribuído nos municípios das três mesorregiões do Norte do Estado (Norte Pioneiro, Norte Central e Noroeste Paranaense) (LIBARDI; CARDOSO, 2007).

Os motivos da expansão do cultivo da cana-de-açúcar na região Norte do Paraná estão ligados à fertilidade das terras, à disponibilidade da mão de obra, à facilidade de transporte da produção e à proximidade com São Paulo. Além disso, a pouca ocorrência a risco de geadas é outro fator que favorece o cultivo da cana nessa região, que é a cultura que apresenta a melhor relação entre renda gerada e parcela ocupada do solo (OLIVEIRA, J., 2006).

Segundo ALCOPAR (2009b), na safra 2008/2009, em uma área cultivada de 555.563 hectares paranaenses, foram colhidas 44.829.652 toneladas de cana-de-açúcar. Em vista disso, a indústria da cana proporciona cerca de 80 mil empregos diretos em 30 unidades produtoras de açúcar e álcool com impacto econômico sobre 142 municípios paranaenses.

Para Rissardi Júnior (2005) e Schmidtke (2007), com um parque industrial apto a atender à demanda interna e a externa dos principais produtos - açúcar e álcool - a agroindústria canavieira apresenta um cenário pujante, com oportunidades e expectativas futuras. Interessante destacar que a agroindústria canavieira está focada não só em seus produtos principais, mas na utilização de novas e estratégicas tecnologias quanto ao uso de seus subprodutos, como bagaço (co-geração de energia) e vinhoto (fertirrigação), entre outros.

Conforme informações da CONAB (2009), na safra 2009/2010, o Paraná destaca-se com a segunda maior produção brasileira (53,1 a 54,2 milhões de toneladas), ultrapassando Minas Gerais (50,8 a 51,8 milhões de toneladas).

Isso posto, vale mencionar alguns estudos mais pontuais sobre a agroindústria canavieira paranaense.

Por meio de estudo de caso, Queiroz (2007) utilizou o conceito do Valor Econômico Adicionado (*Economic Value Added* - EVA) para avaliar o desempenho econômico da gestão de uma usina paranaense de açúcar e álcool. Os valores calculados por meio dessa metodologia indicaram que os resultados

econômicos não foram suficientes para remunerar nem o capital próprio nem o capital de terceiros nos seis períodos analisados.

Schmidtke (2007) verificou os possíveis reflexos que uma diminuição do protecionismo internacional tende a causar na agroindústria canavieira do Paraná, utilizando-se da Técnica de Preferência Declarada. Os resultados apresentaram aumento da área plantada com cana-de-açúcar, aumento do número de usinas (novas empresas), elevação do número de usinas exportadoras (novas unidades produtivas), aumento da receita das usinas e permanência da competitividade brasileira. Esses resultados não rejeitam a competitividade da agroindústria, que tende a não sofrer efeitos provenientes da diminuição do protecionismo e, além disso, pode elevar a área plantada com cana-de-açúcar em terras paranaenses.

Para verificar as determinantes das ofertas de açúcar e de álcool paranaenses (1981 a 2006), Dias (2008) utilizou testes de raiz unitária de *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF) e de co-integração de Johansen. Os resultados apontaram que:

Considerando um aumento de 1% na variável rendimento agrícola, a oferta de açúcar terá um aumento de 1,24%; um aumento de 1% no preço médio da cana-de-açúcar ocasiona uma queda de 1,18% na oferta de açúcar; uma variação de 1% no preço médio do açúcar nacional faz com que a oferta deste produto aumente 0,73%; considerando um aumento de 1% na variável preço médio do açúcar internacional (com dois anos de defasagem) tem-se um aumento na oferta do açúcar de 0,37%. Em se tratando dos resultados da oferta do álcool, um aumento em seu preço médio (com um ano de defasagem) eleva a oferta deste mesmo produto em 0,77%; aumentando-se o preço médio do açúcar internacional (com um ano de defasagem) em 1%, gera uma queda na oferta do álcool de 0,42%. Diante de tais resultados, pode-se dizer que, apesar de ambos os produtos serem oriundos do mesmo setor, o açúcar causa maior interferência na oferta do álcool do que o contrário, confirmando que, apesar da nova dinâmica dada ao álcool, ele ainda pode ser considerado um produto residual frente à produção de açúcar no Estado do Paraná (DIAS, 2008, p. 6).

Dahmer e Shikida (2009) analisaram o nível de concentração da produção alcooleira e açucareira paranaense, por intermédio do cálculo das principais medidas de concentração. Como resultado dessa pesquisa, constatou-se

o aumento da concentração em ambos os produtos mencionados, em virtude do crescimento das empresas de maior porte, que elevaram a escala de produção, buscando reduzir custos e ganhar eficiência. Destarte, esse mercado evidencia características de um oligopólio concentrado.

Visando analisar um dos pontos de melhoria da competitividade das usinas e destilarias paranaenses, Völz *et al.* (2009, p. 95) apresentaram um estudo sobre a implantação do alcoolduto nesse estado (embora existam ainda controvérsias sobre esse projeto), salientando seus aspectos logísticos; “a conclusão aponta para a viabilidade do alcoolduto, contribuindo sobremaneira para a expansão das exportações e para a competitividade do setor sucroalcooleiro no Paraná e no Brasil. Estima-se que o custo de FOB caia até 16 vezes”.

## 2.4 PREÇOS DA CANA-DE-AÇÚCAR

No que se refere aos preços pagos aos produtores de cana-de-açúcar, com a extinção do IAA houve diminuição da intervenção estatal; e, não havendo uma referência internacional de preço a ser adotada, surgiram conflitos entre os elos da cadeia, desestabilizando o setor. Diante disso, a Câmara Setorial de Açúcar e Álcool de São Paulo comandou as negociações que deram origem ao Consecana em 1999, o qual estabelece o valor da cana e derivados em função do valor agregado em cada fase do processo; e, com base na ATR (Açúcar Total Recuperável), determina o valor para os múltiplos subprodutos. Esse sistema funciona sem sobressaltos na região Centro-Sul.<sup>2</sup> No Paraná, as cooperativas facilitam o acordo, centralizando a comercialização (GUANZIROLI *et al.*, 2007).

O Consecana é um conselho paritário composto por representantes dos produtores rurais de cana-de-açúcar e representantes da indústria. O objetivo principal é estabelecer e divulgar valores de referência para a livre comercialização

---

<sup>2</sup> Não é objetivo deste trabalho criticar ou enaltecer o modelo do Consecana; contudo, existem trabalhos que justificam essa metodologia (BURNQUIST *et al.*, 2002) e trabalhos que tecem pormenores sobre o assunto (NOVAES e ALVES, 2007).

da matéria-prima cana-de-açúcar. O preço da cana é definido pela qualidade em açúcares, medida pela quantidade de Açúcar Total Recuperável (ATR) presente em cada tonelada de cana, ou seja, o preço é formado por quilogramas de ATR por tonelada (KgATR/tonelada de cana). O cálculo do ATR é resultado das vendas de açúcar e de álcool no mercado interno e externo da região de abrangência do Consecana estadual (CONFEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA DO BRASIL – CNA, 2007).

Ressalte-se ainda que a desregulamentação estatal foi fundamental para a transformação do complexo agroindustrial canavieiro. No entanto, o IAA teve a sua importância no sentido de mediar as relações entre os fornecedores de cana-de-açúcar e os usineiros quanto ao volume produzido e à definição de preços, buscando, assim, equilibrar os mercados para evitar as variações bruscas de preços e também o desabastecimento. Com a extinção do IAA, a agroindústria canavieira foi alvo de várias medidas de liberalização de preços, antes regulados pelo Instituto citado, adotando também diversas estratégias no intuito de aumentar a competitividade e o poder de mercado (BELIK; VIAN, 2002).

Medeiros *et al.* (2006) destacam que o preço da cana-de-açúcar varia proporcionalmente com o preço do açúcar e do álcool nos períodos de safra na região Centro-Sul. Nesse sentido, segundo Melo *et al.* (2008), na época da colheita, observam-se preços menores devido ao aumento da oferta. Alves (2002) enfatiza que o aumento da área plantada pode ser influenciado pelas alterações no preço da cana-de-açúcar.

Segundo Guanzioli *et al.* (2008, p. 26):

No caso de produtos exportáveis, o País pode ser 'tomador de preços' ou, dada sua importância na produção mundial, pode influenciar a formação do preço internacional. No primeiro caso, as variações são originadas no mercado internacional, enquanto no segundo caso, o mercado interno pode ser a fonte.

Assim sendo, São Paulo, por ser o maior produtor, pode ser formador de preços para o Estado do Paraná, reforçando a hipótese deste trabalho.

### **3 TRANSMISSÃO ESPACIAL DE PREÇOS, INTEGRAÇÃO ESPACIAL DE MERCADO E 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 espaciais de preço, 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.

Por outro lado, 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). 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 de esses 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.

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.

Nesse contexto, pretendeu-se analisar se a variação nos preços pagos aos produtores de cana-de-açúcar em São Paulo é transmitida para os preços pagos aos produtores do Estado do Paraná e a consequente integração de ambos os mercados de cana.

### **3.1 LITERATURAS QUE VERSAM SOBRE O TEMA**

Destacam-se alguns trabalhos realizados no Brasil para estudar o processo de transmissão de preços entre mercados agropecuários.

Cunha *et al* (2008) investigaram empiricamente os efeitos da implantação do Plano Real no comportamento de longo prazo dos preços da cana-de-açúcar praticados nos Estados de São Paulo e Paraná, no período de janeiro de 1990 a maio de 2005. Para tal, utilizaram testes de raiz unitária e de co-integração

na presença de quebra estrutural (*regime shift*). Os resultados indicaram uma única quebra estrutural em julho de 1994. Diante disso, os autores concluíram que as séries se apresentam co-integradas mesmo com a presença da quebra estrutural, de forma que os preços recebidos da cana-de-açúcar em São Paulo e no Paraná apresentam relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja, mesmo com o *regime shift* pode-se afirmar que os mercados são integrados.

Em Alves (2002), cujo trabalho investigou a transmissão de preços entre os mercados dos principais produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo, o modelo utilizado foi fundamentado nos testes de raiz unitária de *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF), de Co-integração de Johansen e método de Auto-Regressão Vetorial com Correção de Erro (VEC). Os resultados apontaram para inter-relações entre os preços dos produtos analisados, já que choque em quaisquer das variáveis têm impacto na mesma direção sobre as demais, embora não sejam muito significativas.

Para estudar a sazonalidade dos preços da cana-de-açúcar no Estado do Paraná (2001-2007), Shikida e Margarido (2009) utilizaram um método relacionado com modelos de séries de tempo (X-12) e o pacote econométrico SAS® para obtenção dos índices sazonais. Os resultados permitiram concluir que a cana-de-açúcar paranaense apresenta poucas oscilações em seus preços, uma vez que elas ocorrem mais no período de comercialização do que em função de sua safra ou entressafra. Além disso, o preço da cana é influenciado pelos preços do açúcar e do álcool e pela qualidade da matéria-prima. Com isso, os índices sazonais mostraram certa estabilidade dos preços.

Silveira (2004) analisou a relação entre os mercados interno e internacional de açúcar, por meio de função de correlação cruzada (séries pré-filtradas) com base na metodologia Box-Jenkins. Quanto à transmissão de preços, os resultados apontaram que os valores passados das cotações da NYBOT são referências para a formação de preço do mercado doméstico de açúcar e a influência contemporânea entre os preços das bolsas internacionais mostrou-se pequena em relação ao preço doméstico.

Abreu *et al.* (2006) recorreram à análise de co-integração, conforme metodologia de Engle-Granger, assim como à de Johansen, para verificar o grau de

dependência dos preços internos de seis diferentes *commodities*, em oito países distintos, em relação aos preços no mercado internacional. Foram 39 casos analisados, sendo que, em quase 70% destes, o teste de Johansen indicou alto grau de vinculação dos preços internos aos preços internacionais. Já o procedimento de Engle-Granger indicou co-integração em 35 casos.

Piacenti *et al.* (2007) analisaram o comportamento e a previsão dos preços futuros do frango de corte por meio do modelo ARIMA de previsão de séries temporais e concluíram que o modelo apresentou um bom desempenho de predição. O resultado foi de uma diferença média de 0,71% nos seis meses analisados, esse percentual é considerado satisfatório em modelos de previsão de preços.

Manfio (2005) analisou a transmissão de preços e margens de comercialização entre os agentes da cadeia produtiva do feijão preto no Estado do Paraná, no período de 1982 a 2004. Os resultados dos testes de causalidade de Granger e Sims apontaram que o produtor transmite as variações ao varejo, no entanto, o setor varejista também absorve a transmissão dos preços do setor atacadista. Os fatores que influenciaram as margens de comercialização do feijão são: o preço ao produtor e o preço de venda no varejo, os insumos de comercialização e os insumos de produção.

Para analisar a elasticidade da transmissão de preços no mercado de grão de soja entre o Porto de Rotterdam e o Brasil entre julho de 1994 e setembro de 2000, Margarido *et al.* (2001) utilizaram um modelo baseado na LPU. Os resultados mostraram que, no curto prazo, os preços de grão de soja no Brasil tendem a eliminar mais rapidamente os desequilíbrios transitórios, se comparados aos preços no Porto de Rotterdam. No longo prazo, as variações dos preços em Rotterdam e da taxa de câmbio são transmitidas totalmente para os preços da soja no Brasil, confirmando a Lei do Preço Único. Em outro estudo, proposto para estimar a elasticidade de transmissão dos preços no mercado internacional da soja aos preços no Brasil para o período entre outubro de 1995 e outubro de 2003, Margarido *et al.* (2007) utilizaram testes de causalidade, de co-integração e a função de resposta/impulso, além da decomposição da variância dos erros. Os autores também aplicaram um teste de exogeneidade, cujos resultados validaram a LPU no longo prazo.

Freitas *et al.* (2001) analisaram a transmissão de preços de farelo de soja do Porto de Rotterdam sobre os preços de exportação deste subproduto no Brasil, nos Estados Unidos e na Argentina. Para tanto, aplicaram às séries temporais de preços o teste de raiz unitária do tipo *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF), Modelo Auto-Regressivo Integrado de Média Móvel (ARIMA), modelo de Função de Transferência, Teste de Co-integração de Engle-Granger e o Modelo de Correção de Erro. Os resultados indicaram que os impactos nas cotações do farelo de soja em Rotterdam são transferidos para o mercado dos Estados Unidos de forma unitária e levemente inelástica, sugerindo que as cotações estadunidenses são menos sensíveis aos choques ocorridos no porto europeu do que as cotações brasileiras e argentinas. A intensidade da transmissão, no entanto, é mais acentuada no modelo argentino e, desse modo, parece refletir as características de cada mercado.

A elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão, para o período de janeiro de 1985 até dezembro de 2000, foi analisada por Barbosa *et al.* (2002). Para tal, utilizaram teste de raiz unitária *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF), de co-integração de Johansen, Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) e teste de exogeneidade. Os resultados mostraram que a LPU não é válida no mercado brasileiro de algodão, já que, no longo prazo, variações nos preços internacionais do algodão não são totalmente transmitidas para os preços domésticos no Brasil. O teste de exogeneidade mostrou que os preços domésticos do algodão no Brasil não reagem a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo.

Um estudo sobre a integração espacial do mercado de café arábica nos dois principais estados produtores no Brasil – Minas Gerais e São Paulo - foi realizado por Nogueira *et al.* (2005), em que foram utilizados testes de raiz unitária *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF), co-integração de Johansen e Causalidade de Granger, mostrando que os mercados de café arábica das regiões produtoras de Minas Gerais e São Paulo são integrados espacialmente. Também mostrou que a região do Cerrado de Minas Gerais causa os preços das demais, contrariando a expectativa de que a região Sul de Minas, uma das maiores produtoras e exportadoras de café arábica do Brasil, iniciasse as variações de preços.

No entanto, não foi analisado nos trabalhos citados o processo de transmissão de preços da cana-de-açúcar entre os Estados de São Paulo e Paraná, o que justifica esta análise.

### 3.2 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Os dados utilizados neste trabalho consistem em séries temporais mensais dos preços pagos aos produtores de cana-de-açúcar em São Paulo e no Paraná, do período de janeiro de 1995 a fevereiro de 2009, considerando-se como unidade de medida a tonelada e como unidade monetária o Real (R\$). Para os preços do Paraná, foram utilizados os preços médios mensais recebidos pelos produtores de cana-de-açúcar paranaense. Essa série de preços foi coletada na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) (1995-2009) e os dados relativos aos preços médios mensais recebidos pelos produtores de cana-de-açúcar de São Paulo foram obtidos no banco de dados do Instituto de Economia Agrícola (IEA) (1995-2009).

A metodologia de análise desta pesquisa foi por meio do método de Box-Jenkins (vide Box *et al.*, 2008) para séries temporais. Esse método foi desenvolvido primeiramente por Box e Jenkins (1970), em que se parte do princípio de que uma série temporal pode ser parcialmente explicada por ela mesma, por suas realizações anteriores (parâmetros autorregressivos) e/ou pelos próprios erros presentes e passados (parâmetros de médias móveis).

Os dados foram trabalhados na forma logarítmica, pois 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. Sobre os cálculos, estes foram realizados pelo *Statistical Analysis System* (SAS<sup>®</sup>) versão 6.12. Para tanto, segundo Margarido e Anfalos (2001), alguns testes devem ser realizados, descritos e justificados como os apresentados a seguir.

Para determinar a ordem de integração da série temporal, foi utilizado o teste da raiz unitária do tipo *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF), conforme Dickey e Fuller (1979 e 1981).

Na seqüência, buscando identificar o processo gerador de cada série de tempo, foram utilizados os modelos Autorregressivos 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 indicado por Box *et al.* (2008), Mills (1990) e Vandaele (1983).

Como já mencionado, para o cálculo da elasticidade de transmissão de preços e o sentido da causalidade foram utilizados os modelos de função de transferência, conforme descritos por Box *et al.* (2008). Quanto ao relacionamento de longo prazo entre as duas séries de tempo, este foi verificado por meio do teste de co-integração de Engle-Granger, descrito em Engle e Granger (1991).

Confirmada a co-integração entre as séries temporais, utilizou-se o Modelo de Correção de Erro (MCE) com o objetivo de ligar os aspectos de curto e de longo prazo, conforme proposto por Banerjee (1993).

A seguir são descritos com mais detalhes cada um dos testes e modelos utilizados para a realização deste trabalho.

### **3.2.1 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 se modificar ao longo do tempo [ $Var(y)$  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 [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 os valores tabelados para os testes conjuntos foram obtidos em Dickey e Fuller (1981).

O teste de raiz unitária ADF utiliza a seguinte autorregressão:

$$\nabla y_t = \alpha + \beta t + (\rho_1 - 1)y_{t-1} - \sum_{j=1}^{p-1} \rho_{j+1} \nabla y_{t-j} + e_t \quad (01)$$

em que:  $\alpha$  é o intercepto;  $t$  é a tendência,  $\nabla$  é o operador diferença ( $\nabla y_t = Y - Y_{t-1}$ ) e  $\nabla_{t-j}$  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  $\tau, \tau_\mu, \tau_\tau$ ), e ao mesmo tempo permite a realização de testes conjuntos sobre o parâmetro de raiz unitária e a presença ou não do intercepto ou tendência (denominados de testes  $\phi_1, \phi_3$ ).

### 3.2.2 Identificação dos Modelos ARIMA

Os modelos Autorregressivos Integrados de Médias Móveis (ARIMAs) são embasados no trabalho de Box *et al.* (2008). 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 autorregressivos (AR) e/ou próprios erros presentes e passados (parâmetros de médias móveis - MA). Basicamente, o modelo ARIMA tem a seguinte representação:

$$\tilde{y}_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (02)$$

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

### 3.2.3 Modelo de Função de Transferência

Vandaele *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. O modelo de defasagens distribuídas 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:

$$Y_t = \frac{\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s}{1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r} X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (03)$$

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 autorregressivo,  $\omega(B)$  são os impactos de curto prazo e  $\delta(B)$  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 exclusive  $b$ , 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 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:

$$y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^m \frac{\omega_i(B)}{\delta_i(B)} x_{i,t-b_i} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (04)$$

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 autorregressão, 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).

Ao se trabalhar com a metodologia de modelos ARIMA, dois são os métodos possíveis: o desenvolvido por Box e Jenkins (1970) e o de Haugh e Box (1977).

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, por meio 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 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 pela 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  $Y$ .

### 3.2.4 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  $\alpha x_t$  devem ter componentes de longo prazo que praticamente se cancelam para produzir  $z_t$ . Quando isso 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, já que, 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”.

Neste estudo foi utilizado o teste de co-integração, desenvolvido por Engle e Granger (1991). 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:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t \quad (05)$$

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.

### 3.2.5 Modelo de Correção de Erro (MCE)

Observada a co-integração entre as variáveis, inclui-se o modelo de correção de erro por meio da estimação de uma regressão, porém, desta vez, com resíduos defasados de um período, como segue:

$$\nabla y_t = \omega_0 + \omega_1 \nabla x_t - \gamma(y_{t-1} - \beta x_{t-1} - \alpha) + \varepsilon_t \quad (06)$$

O modelo de correção de erro admite a ligação entre aspectos relacionados com a dinâmica de curto com os de longo prazo. Nesse aspecto, de acordo com Banerjee *et al.* (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.

A expectativa é de que a utilização de todos os testes descritos anteriormente permita verificar a resposta dos preços do Paraná em relação aos preços no Estado de São Paulo quanto aos aspectos de: tempo de resposta, instantâneo ou defasado em um, dois, ou mais meses e a intensidade de resposta, elástico, inelástico ou com elasticidade unitária.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo, apresenta-se a análise dos resultados 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 (MORAES e SHIKIDA, 2002; NEVES e CONEJERO, 2009) e já que o estado possui características de liderança econômica, pode ser influenciador de preços. Para corroborar 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).

Conforme explicado no item 3.2 sobre os procedimentos metodológicos, o método Box-Jenkins para séries temporais pressupõe que uma série temporal pode ser explicada por seus parâmetros autorregressivos e/ou pelos parâmetros de médias móveis. Assim, apresentam-se os principais resultados do estudo.

Antes de realizar os testes, as séries<sup>3</sup> foram logaritmizadas, pois assim os valores de seus respectivos coeficientes fornecem diretamente as elasticidades de transmissão de preços (FREITAS *et al*, 2001). Além disso, adotou-se a seguinte terminologia para as séries estimadas, conforme quadro 1.

---

<sup>3</sup> As séries utilizadas encontram-se no apêndice A, tabelas 18 e 19.

Variável	Descrição da variável
<b>LPPR</b>	Logaritmo do preço da cana-de-açúcar do Paraná em nível
<b>∇LPPR</b>	Logaritmo do preço da cana do Paraná em primeira diferença
<b>LPSP</b>	Logaritmo do preço da cana-de-açúcar de São Paulo em nível
<b>∇LPSP</b>	Logaritmo do preço da cana de São Paulo em primeira diferença

Fonte: O autor (2010)

### Quadro 1 – Descrição das variáveis da pesquisa

Na sequência, determinou-se o número de defasagens ou a ordem do processo autorregressivo a ser utilizado 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 2).

Tabela 2 – 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 <sup>1</sup>
LPSP	BIC (2,1) = - 6.70472	Duas defasagens
∇LPSP	BIC (2,0) = - 6.71535	Duas defasagens

Fonte: Resultados da Pesquisa

<sup>1</sup> 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 defasagens<sup>4</sup>, já que o critério de informação apresentou apenas a presença de elementos de

<sup>4</sup> 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 autorregressivo 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.

médias móveis, daí a utilização do método *data dependent*, o qual, de acordo com Perron (1944), possibilita escolher o número de defasagens mais apropriado para essa variável. Quanto à variável preço da cana de São Paulo (Apêndice A) foi necessária a inclusão de somente duas defasagens para essa variável em nível e diferenciada.

Sendo de fundamental importância testar se uma série é estacionária ou não antes de usá-la em uma regressão, alguns testes foram realizados para se verificar a hipótese nula de que existe raiz unitária.

Nesse sentido, a variável LPPR pode ser considerada não-estacionária quando analisada em nível, pois tem memória longa e decai lentamente ao longo do tempo conforme FAC (Apêndice B). Esse resultado pode ser interpretado, segundo a teoria, como um indicativo de presença de raiz unitária. Já no correlograma da FAC da variável  $\nabla$ LPPR (Apêndice B) 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 3), 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 3 – Teste de Raiz Unitária (ADF) para a Variável LPPR

Valor	$\tau^3$	$\tau^2$	$\tau^1$	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

<sup>1</sup> Sem constante e sem tendência

<sup>2</sup> Com constante e sem tendência

<sup>3</sup> 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 4), portanto, a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada em detrimento da hipótese alternativa de que a variável LPPR é estacionária nas diferenças, assim sendo, é considerada integrada de ordem um [I(1)].

Tabela 4 – Teste de Raiz Unitária (ADF) para a Variável  $\nabla$ LPPR

Valor	$\tau_{\tau}^3$	$\tau_{\mu}^2$	$\tau^1$	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

<sup>1</sup> Sem constante e sem tendência

<sup>2</sup> Com constante e sem tendência

<sup>3</sup> Com constante e com tendência

Para chegar ao modelo ARIMA, a metodologia Box e Jenkins (Box *et al.*, 2008) estabelece que sejam seguidas as seguintes etapas: identificação, estimação e verificação do modelo.

Assim, foram consideradas as FAC (Apêndice B), FACP da variável  $\nabla$ LPPR (Apêndice C) e o BIC, os quais permitiram suspeitar de um parâmetro Autorregressivo 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. A tabela a seguir apresenta o resultado do teste Ljung-Box para o modelo ARIMA da variável  $\nabla$ LPPR.

Tabela 5 – Resultado do teste Ljung-Box para o Modelo ARIMA da Variável  $\nabla$ LPPR

Defasagens	$\chi^2$ ( <i>qui-quadrado</i> )	Graus de liberdade	Probabilidade
6	6.19	5	0.288
12	8.40	11	0.677
18	10.00	17	0.904
24	11.83	23	0.973
30	16.26	29	0.972

Fonte: Resultados da Pesquisa

Para verificar a efetividade da filtragem, foi aplicado o teste Ljung-Box<sup>5</sup>, conforme tabela 5 e, assim, não se rejeita a hipótese nula de que não há autocorrelação serial, pois os valores de probabilidade são 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  $\nabla LPPR$ .

Tabela 6 – Estimativas do Modelo ARIMA (1,1,0) da Série  $\nabla LPPR$

Parâmetro	Estimativa	Erro padrão estimado	Teste t	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  $\nabla LPPR$  foi o modelo autorregressivo de ordem 1 e com uma diferença de ordem 1, representado pela equação a seguir, ou seja, ARIMA (1,1,0).

$$\nabla LPPR_t = \frac{1}{(1 - 0,36878 B)} a_t \quad (07)$$

Ressalte-se que o parâmetro autorregressivo de ordem 1 (AR1) da variável  $\nabla LPPR$  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 Função de Autocorrelação (FAC) (Apêndice D) e a exemplo da variável LPPR, possui memória longa, decaindo lentamente ao longo do tempo, do mesmo modo indicando a presença de raiz

<sup>5</sup> O teste  $\chi^2$  (*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.

unitária. No correlograma da FAC da variável  $\nabla$ LPSP (Apêndice D), a variável vai diminuindo rapidamente, supondo a estacionariedade da série.

Os resultados da autocorrelação parcial para a variável LPSP e  $\nabla$ LPSP (Apêndice E) sugerem a existência de parâmetros autorregressivos e de médias móveis.

Similarmente, o teste ADF foi aplicado para a variável LPSP, cujos resultados se encontram na tabela 7. Por meio deles, 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 7 – Teste de Raiz Unitária (ADF) para a Variável LPSP

Valor	$\tau_{\tau}^3$	$\tau_{\mu}^2$	$\tau^1$	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

<sup>1</sup> Sem constante e sem tendência

<sup>2</sup> Com constante e sem tendência

<sup>3</sup> Com constante e com tendência

Assim sendo, repetiu-se o teste de raiz unitária, dessa vez com a variável diferenciada, incluindo-se duas defasagens (ordem 2) de acordo com o BIC. Diante dos resultados (Tabela 8), 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 8 – Teste de Raiz Unitária (ADF) para a Variável  $\nabla$ LPSP

Valor	$\tau_{\tau}^3$	$\tau_{\mu}^2$	$\tau^1$	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

<sup>1</sup> Sem constante e sem tendência

<sup>2</sup> Com constante e sem tendência

<sup>3</sup> Com constante e com tendência

Para a identificação do processo gerador da série utilizou-se a análise dos correlogramas FAC e FACP que indicaram a existência de termos autorregressivos e de médias móveis. O correlograma da FAC permitiu “suspeitar” das defasagens de ordem 13 e 17 e o BIC indicou os termos autorregressivos de ordem 1 e 2. Sendo assim, foi estimado um modelo ARIMA com dois parâmetros autorregressivos de ordens 1 e 2, respectivamente, 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  $\nabla$ LPSP. A Tabela 9, a seguir, apresenta as estatísticas da estimativa do modelo ARIMA (2,1,17) da série  $\nabla$ LPSP.

Tabela 9 – Estimativas do Modelo ARIMA (2,1,17) da série  $\nabla$ LPSP

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  $\nabla$ LPSP, verificou-se a eficácia do método de filtragem por meio do teste Ljung-Box, conforme tabela 10. 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.

Tabela 10 – Resultado do teste Ljung-Box para o Modelo ARIMA da Variável  $\nabla LPSP$

Defasagens	$\chi^2$ ( <i>qui-quadrado</i> )	Graus de liberdade	Probabilidade
6	1.56	5	0.457
12	7.22	8	0.513
18	12.27	14	0.584
24	16.07	20	0.712
30	20.63	26	0.761

Fonte: Resultados da Pesquisa

Com a inclusão dos termos de médias móveis e termos autorregressivos eliminou-se a autocorrelação serial conforme resultado do teste Ljung-Box.

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

$$\nabla LPSP_t = \frac{(1 - 0,20585B^{13})(1 - 0,18975B^{17})}{(1 - 0,24033B - 0,189B^2)} a_t \quad (08)$$

A variável  $\nabla LPSP$  possui parâmetro autorregressivo de ordem 2 (AR2). Isso implica dizer que para  $t-2$  o preço de hoje sofre influência do preço de dois períodos atrás, ou seja, 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 médias móveis de ordem 13, isso significa que, na média, os erros dessa variável são corrigidos em torno de 20,58% a cada 13 meses. O mesmo fato se aplica ao parâmetro de médias móveis de ordem 17, sendo que, nesse caso, na média, os erros dos preços da cana são corrigidos em cerca de 18,97% a cada 17 meses.

No caso do parâmetro de médias móveis (MA13) para a variável  $\nabla$ LPSP, ele refere-se à média dos treze períodos anteriores e o parâmetro de médias móveis (MA17) à média dos preços dos 17 períodos anteriores a  $t$ .

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. 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.

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. O modelo de função de transferência foi o proposto por Haugh e Box (1977), citado no item 3.2.3. Teoricamente, parte-se do pressuposto de que variações nas variáveis independentes são transmitidas para a variável dependente, ou seja, determina a existência ou não de causalidade entre a variável de saída  $Y$  e a(as) variável(is) de entrada  $X$ . O modelo de correção de erro de acordo com Banerjee *et al.* (1993) objetiva vincular aspectos relacionados com a dinâmica de curto com os de longo prazo, como mencionado no item 3.2.5.

Os parâmetros estimados do modelo de função de transferência para a variável LPPR encontram-se na tabela a seguir.

Tabela 11 – 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 <sup>1</sup> (ω)	0.41192	0.06364	6.47	0
LP <sup>2</sup> (δ)	0.41255	0.10054	4.10	1
Erro padrão estimado		= 0.02916861		
AIC		= -707.91028		
BIC		= -698.53839		

Fonte: Resultados da Pesquisa

<sup>1</sup> Curto Prazo

<sup>2</sup> Longo Prazo

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

$$LPPR_t = \frac{(0,41192)}{(1 - 0,41255B)} LPSP_t + \frac{(1 - 0,18719B^2)}{1} a_t \quad (09)$$

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. Dado que o modelo de função de transferência possui denominador, isso implica que há relacionamento de longo prazo entre os dois mercados. A velocidade de ajuste no longo prazo é dada pela divisão do valor do numerador pelo valor do denominador multiplicado por 100  $((0,41192/0,41255)*100)$ . O resultado dessa operação é igual a 99,84%. Portanto, no longo prazo, choques não antecipados no preço da cana em São Paulo são transmitidos com magnitude igual a 99,84%. Essa relação é inelástica, mas, muito próxima de uma relação com elasticidade unitária. Por conseguinte, pode-se concluir que apesar de não validar a Lei do Preço Único, esse resultado mostra o elevado grau de integração espacial de preços entre os dois mercados, como era esperado.

Vale destacar que 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, conforme se observa na próxima tabela.

Tabela 12 – Resultado do teste Ljung-Box para o Modelo de Função de Transferência da Variável LPPR

<b>Defasagens</b>	<b><math>\chi^2</math> (qui-quadrado)</b>	<b>Graus de liberdade</b>	<b>Probabilidade</b>
6	5.39	5	0.370
12	7.51	11	0.756
18	9.20	17	0.934
24	16.50	23	0.833
30	27.90	29	0.523

Fonte: Resultados da Pesquisa

Os resultados do teste Ljung-Box para o modelo de função de transferência com termo de longo prazo da variável LPPR indicam 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 13 – Estimativas dos Parâmetros do Modelo de Função de Transferência de curto prazo para a Variável LPPR

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

Fonte: Resultados da Pesquisa

<sup>1</sup> Curto Prazo

<sup>2</sup> 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 13). 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.

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 a 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, como se observa na tabela seguinte.

Tabela 14 – Resultado do teste Ljung-Box para o Modelo de Função de Transferência de curto prazo de LPPR

<b>Defasagens</b>	<b><math>\chi^2</math> (qui-quadrado)</b>	<b>Graus de liberdade</b>	<b>Probabilidade</b>
6	4.70	5	0.453
12	6.99	11	0.800
18	9.72	17	0.915
24	17.80	23	0.768
30	28.90	29	0.470

Fonte: Resultados da Pesquisa

Os resultados do teste Ljung-Box para o modelo de função de transferência de curto prazo da variável LPPR indicam que a série é ruído branco (em relação aos resíduos).

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

Variável	Graus de liberdade	Estimativa do parâmetro	Erro padrão da estimativa	Valor de $t$	Pr >   $t$
Intercepto	1	0.835183	0.07370493	11.331	0.0001
Tendência	1	0.001256	0.00023984	5.237	0.0001
LSP	1	0.677598	0.02977838	22.755	0.0001

Fonte: Resultados da Pesquisa

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

Valor	$\tau_r^3$	$\tau_\mu^2$	$\tau^1$	Ordem de integração
Testes $\tau$	-3.1315	-3.1390	-3.1478	
p-valor	0.1025	0.0260	0.0018	I (1)

Fonte: Resultados da Pesquisa

<sup>1</sup> Sem constante e sem tendência

<sup>2</sup> Com constante e sem tendência

<sup>3</sup> 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 poder<sup>6</sup>. 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  $\tau_{\mu}$  (*tau-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 de longo prazo indica que os mercados de cana-de-açúcar de São Paulo e Paraná são integrados, validando parcialmente a Lei do Preço Único, ou seja, uma variação no preço da cana paulista não é transmitida integralmente ao preço da cana paranaense, o que pode ser causado pelo fato de a cana-de-açúcar não ser um produto comercializado entre os estados mencionados. 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-se perda de qualidade.

Além disso, segundo os preceitos teóricos (comentados no item 3) 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.

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 a seguir.

---

<sup>6</sup> “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).

Tabela 17 – Estimativas dos Parâmetros do MCE

Variável	Graus de liberdade	Estimativa do parâmetro	Erro padrão da estimativa	Valor de $t$	Pr >   $t$
$\nabla$ LSP	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 17, 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 transmitidos 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 também que a elasticidade de transmissão de preços entre os preços da cana paulista e da 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 Consecana<sup>7</sup>, e o Estado do Paraná também possuir o seu modelo Consecana, ambos com parâmetros distintos, credita-se a isso a formação de preços peculiares.

<sup>7</sup> Por meio do Consecana se estabelece o preço da cana com base na quantidade de Açúcar Total Recuperável, mensurado pelo teor de sacarose contido na cana fornecida, e nos preços dos produtos finais pela indústria, açúcar e álcool, tanto no mercado interno como no externo.

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 do álcool 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 no do 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, 2009c).

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

## 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 preço da cana-de-açúcar 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 99,84%. Isso mostra uma relação inelástica, porém, muito próxima de uma relação com elasticidade unitária. Consequentemente, não valida a Lei do Preço Único, mas esse resultado mostrou o alto grau de integração espacial de preços entre os dois mercados, ainda que não possam ser considerados perfeitamente integrados em função do sistema de precificação distintos adotados.

Além disso, o presente estudo sobre a transmissão espacial de preços no mercado da cana entre esses dois importantes estados produtores mostrou que variações nos preços da cana em São Paulo não têm grande impacto sobre os preços da cana do Paraná, mesmo sendo o maior produtor.

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 somadas ao fato de as variações nos preços dos derivados da cana-de-açúcar influenciarem o preço dessa matéria-prima sejam também obstáculos para a perfeita integração desses 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 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 paulista e paranaense de cana-de-açúcar no tocante aos preços.

## REFERÊNCIAS

ABREU, M. P.; MEDEIROS, M. C.; WERNECK, R. L. F. **Formação de preços de commodities**: vinculação dos preços internos aos do mercado internacional. Rio de Janeiro: PUCrio. Departamento de Economia, 2006. Disponível em: <<http://www.econ.puc-rio.br/Mcm/Abreu,%20Medeiros%20and%20Werneck.pdf>>. Acesso em: 29/05/2009.

ALVES, L. R. A. **Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo**. 2002. 107 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.

ANEFALOS, L. C.; MARGARIDO, M. A. Modelos de séries temporais aplicados ao setor de exportação brasileira de flores de corte. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Sober, 2006. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/5/790.pdf>>. Acesso em: 20/01/2010.

ASSOCIAÇÃO DE PRODUTORES DE BIOENERGIA DO ESTADO DO PARANÁ (ALCOPAR). **Produtos e estatísticas**. Maringá, 2009. Disponível em: <<http://www.alcopar.org.br>>. Acesso em: 07/10/2009a.

\_\_\_\_\_. **Histórico da cana-de-açúcar**. Maringá, 2009. Disponível em: <[http://www.alcopar.org.br/produtos/hist\\_cana.php](http://www.alcopar.org.br/produtos/hist_cana.php)>. Acesso em: 30/09/2009b.

\_\_\_\_\_. **Ata da 117ª reunião do CONSECANA - Paraná - Conselho dos Produtores de cana-de-açúcar, açúcar e álcool do Estado do Paraná, realizada no dia 26 nov. 2009**. Maringá, 2009. Disponível em: <<http://www.alcopar.org.br/consecana/atas/atas/ata117reuniao261109.htm>>. Acesso em: 16/02/2010c.

ASSOCIAÇÃO DOS FORNECEDORES DE CANA DA REGIÃO DE BEBEDOURO (UNICANA). **Mapa orienta planejamento agrícola da cana no Estado**. Bebedouro, 2009. Disponível em: <[http://www.unicana.com.br/?pagina=previsualizar\\_artigos&codigo=9](http://www.unicana.com.br/?pagina=previsualizar_artigos&codigo=9)>. Acesso em: 05/05/2009.

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](http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/Cepea_Sucroalc_revFuturos_site.pdf)>. Acesso em: 30/03/2009.

BANERJEE, A. **Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data**. New York: Oxford University Press, 1993. 329 p. (Advanced Texts in Econometrics).

BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL (BNDES); CENTRO DE GESTÃO E ESTUDOS ESTRATÉGICOS (CGEE) (Orgs.). **Bioetanol de cana-de-açúcar**: energia para o desenvolvimento sustentável. Rio de Janeiro: BNDES, 2008. 316 p.

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.

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.

BELIK, W.; VIAN, C. E. F. Desregulamentação estatal e novas estratégias competitivas da agroindústria canavieira em São Paulo. In: MORAES, M. A. D.; SHIKIDA, P. F. A. (Orgs). **Agroindústria canavieira no Brasil**: evolução, desenvolvimento e desafios. São Paulo: Atlas, 2002. p. 69-92.

BERTELLI, L. G. A contribuição da cana para o desenvolvimento. 2007. **JornalCana**, Ribeirão Preto, SP, n. 170, p. 66, fev. 2007. Opinião. Disponível em: <<http://www.jornalcana.com.br/pdf/158/opiniaio.pdf>>. Acesso em: 03/05/2009.

BORGES, A. As incertezas do sobe e desce das *commodities* no mercado de ações. **Monitor Mercantil Digital**. Rio de Janeiro, 09 fev. 2009. Disponível em: <<http://www.monitormercantil.com.br/mostranoticia.php?id=57461>>. Acesso em: 20/08/2009.

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. de; SHIKIDA, P. F. A. **Agroindústria canavieira no Brasil**: evolução, desenvolvimento e desafios. São Paulo: Atlas, 2002. p. 182–198.

CANASAT. **Mapeamento da cana via imagens de satélite de observação da Terra**. São José dos Campos – SP, 2009. Disponível em: <<http://www.dsr.inpe.br/mapdsr/frame.jsp>>. Acesso em: 12/08/2009.

CARVALHEIRO, E. M. **A agroindústria canavieira do Paraná**: evolução histórica e impactos sobre o desenvolvimento local. 2005. 258 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio) - Universidade Estadual do Oeste do Paraná – UNIOESTE/*Campus* de Toledo. 2005.

CASTRO, L. R. **As medidas têm que ser amadurecidas e não ideologizadas**. Belo Horizonte, MG, 2007. Disponível em:

<[http://www.siamig1.com.br/index.php?option=com\\_content&task=view&id=59&itemid=95](http://www.siamig1.com.br/index.php?option=com_content&task=view&id=59&itemid=95)>. Acesso em: 11/05/2009.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). **Brasil bate mais um recorde na produção de cana.** Brasília, DF, 2009. <<http://www.conab.gov.br/conabweb/index.php?PAG=73&NSN=1017>>. 2009. Acesso em: 20/05/2009.

CONFEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA DO BRASIL (CNA). **Cana-de-açúcar: orientações para o setor canavieiro - ambiental, fundiário e contratos.** Brasília: CNA/SENAR, 2007. 44 p.

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: 22/08/2009.

CUNHA, C. A.; CUNHA, A. A.; ARAUJO, K. D. Análise dos preços da cana-de-açúcar sob regime shift. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco. **Anais....** Rio Branco: SOBER, 2008. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/9/8.pdf>>. Acesso em 20/01/2010.

DAHMER, V. de S.; SHIKIDA, P. F. A. Mudança organizacional da agroindústria canavieira paranaense depois da desregulamentação setorial: uma análise para o álcool e o açúcar. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, ano XVIII, n. 2. p. 60-74, Abr./Mai./Jun. 2009.

DIAS, L. C. **Determinantes das ofertas de açúcar e de álcool paranaenses (1981 a 2006):** uma análise de co-integração. 2008. 97 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Estadual do Oeste do Paraná – UNIOESTE/*Campus* de Toledo. 2008.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with units root. **Journal of the American Statistical Association**, Whashington, 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. (Advanced texts in econometrics).

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.

FARIA, D. A energia do setor sucroalcooleiro. **Informe Agronegócio**, Brasília, n. 3, p. 75-78, 2007.

FARINA, E. M. M. Q.; ZYLBERSZTAJN, D. **Competitividade do agribusiness brasileiro**. São Paulo: PENSA/USP; Rio de Janeiro: IPEA. 1998. v. 5. Sistema agroindustrial da cana-de-açúcar, sistema agroindustrial da soja. 139 p.

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.

GONÇALVES, J. S.; SOUZA, S. A. M. **Expansão do álcool perde energia**. São Paulo, 2009. Disponível em: <[http://www.reche.com.br/mercado\\_ver.asp?cod=42&plivro=1](http://www.reche.com.br/mercado_ver.asp?cod=42&plivro=1)>. Acesso em: 22/08/2009.

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.

GUANZIROLI, C. E.; BERENQUER, M. O.; BASCO, C. A. Regulação ou cooptação?: a ação do Ministério de Agricultura e Pecuária (MAPA) através das Câmaras Setoriais e Temáticas da Agricultura entre 2002 e 2006. **Informe Agronegócio**, Brasília, n. 3, p. 86-99, 2007.

GUANZIROLI, C. E.; BUAINAIN, A. M.; SOUSA FILHO, H. M. **Metodologia para estudo das relações de mercado em sistemas agroindustriais**. Brasília: IICA, 2008. 50 p.

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 BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Levantamento sistemático da produção agrícola**: 2009. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia\\_visualiza.php?id\\_noticia=1347&id\\_pagina=1](http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia_visualiza.php?id_noticia=1347&id_pagina=1)>. Acesso em: 30/04/2009.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA DE SÃO PAULO (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](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.

LIBARDI, D.; CARDOSO N. A. Cana-de-açúcar: a salvação da lavoura ou do planeta? **Análise conjuntural**, Curitiba, v. 29, n. 05-06, p. 24, maio/jun. 2007.

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.

MACEDO, I. C. (Org.). **A energia da cana-de-açúcar:** doze estudos sobre a agroindústria da cana-de-açúcar no Brasil e a sua sustentabilidade. 2. ed. São Paulo: Berlendis & Vertecchia: UNICA, 2007. 235 p.

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.

MAGOSSI, E.; PORTO, G. **Usinas de cana adiam investimentos.** 2009. Disponível em: <<http://txt.estado.com.br/editorias/2009/01/23/eco-1.93.4.20090123.46.1.xml>>. Acesso em: 22/08/2009.

MANFIO, D. A. **Análise da transmissão de preços e margens de comercialização do feijão preto no Estado do Paraná, no período de 1982 a 2004.** Curitiba, 2005. 145f. Dissertação (Desenvolvimento Econômico) - Universidade Federal do Paraná – UFPR – Curitiba. 2005.

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.

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, mai/ago, 2007.

MEDEIROS, A. L.; SOUZA, A. L. C.; MONTEVECHI, J. A. B.; REZENDE, M. L. Análise e previsão de preços de commodities do setor sucroalcooleiro. In.: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DA PRODUÇÃO, 26, 2006, Fortaleza, CE. **Anais eletrônicos...** Disponível em: <[http://www.abepro.org.br/biblioteca/ENEGEP2006\\_TR510345\\_8436.pdf](http://www.abepro.org.br/biblioteca/ENEGEP2006_TR510345_8436.pdf)>. Acesso em: 11/05/2009.

MELO, C. O.; ESPERANCINI, M. S. T.; SILVA, G. H. Sazonalidade de preços da cana-de-açúcar no Estado do Paraná. In.: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46, 2008, Rio Branco - Acre. **Anais eletrônicos...** Brasília: Sober, 2008, Palestra. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/9/32.pdf>>. Acesso em: 11/05/2009.

MILLS, T. C. **Time series techniques for economists**. New York: Cambridge University, 1990. 377 p.

MORAES, M. A. F. D. de; SHIKIDA, P. F. A. (Orgs). **Agroindústria canavieira no Brasil: evolução, desenvolvimento e desafios**. São Paulo: Atlas, 2002. 368 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.

NASCIMENTO, R. C.; SANTOS, F. A. A. Evolução da cultura da cana-de-açúcar no Estado de Alagoas em relação aos maiores produtores do Brasil, 1980/1996. **Estação científica**, Juiz de Fora, MG, n. 1, 2005. Disponível em: <[http://www.jf.estacio.br/revista/ARTIGOS/1agra\\_cana.pdf](http://www.jf.estacio.br/revista/ARTIGOS/1agra_cana.pdf)>. Acesso em: 18/05/2009.

NEVES, M. F.; CONEJERO, M. A. **Estratégias para a cana no Brasil**. São Paulo: Atlas, 2009, 288 p.

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

NOVAES, J. R.; ALVES, F. **Migrantes: trabalho e trabalhadores no complexo agroindustrial canavieiro (os heróis do agronegócio brasileiro)**. São Carlos: EdUFSCar, 2007. 314p.

OLIVEIRA, J. **O Paraná e a cana-de-açúcar**. 2006. Disponível em: <<http://www.cpt.org.br/?system=news&action=read&id=379&eid=129>>. Acesso em: 28/08/2009.

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](http://www.corecon-pr.org.br/noticias/junho22_artigo.htm)>. Acesso: 11/05/2009.

PAULILLO, L. F.; MELLO, F. O. T.; VIAN, C. E. F. Análise da competitividade das cadeias de agroenergia no Brasil. In: BUAINAN, A. M.; BATALHA, M. O. (Coord.) **Análise da competitividade das cadeias agroindustriais brasileiras**. São Carlos: DEP-UFSCAR/IE-UNICAMP, fev. 2006. 119 p.

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.

PIACENTI, C. A.; FERRERA DE LIMA, J.; ALVES, L. R.; PIFFER, M. O preço do frango de corte: evolução e tendências no Brasil. **Revista Cadernos de Economia**. Chapecó, n. 21 (11), p. 79-94, jul./dez.2007. Disponível em: <<http://apps.unochapeco.edu.br/revistas/index.php/rce/index>>. Acesso em: 20/08/2009.

QUEIROZ, S. S. **Uma aplicação do EVA (Economic Value Added) para a agroindústria canavieira do Paraná**. 2007. 103 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Estadual do Oeste do Paraná – UNIOESTE/Campus de Toledo. 2007.

RAMOS, P. **Agroindústria canavieira e propriedade fundiária no Brasil**. São Paulo: HUCITEC, 1999. 243 p.

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.

RISSARDI JÚNIOR, D. J. **A agroindústria canavieira do Paraná pós-desregulamentação: uma abordagem neoschumpeteriana**. 2005. 136 p. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Estadual do Oeste do Paraná - UNIOESTE/Campus de Toledo. 2005.

ROCHA, D. Agroindústria canavieira gera aproximadamente um milhão de empregos no Brasil. **Brasil atual**, 2008. Disponível em: <<http://brasilatual.com.br/sistema/?p=1573>>. Acesso em: 13/05/2009.

RODRIGES, A. P.; RODRIGUES, L. O etanol e os desafios do mercado interno. In: UNIÃO DA INDÚSTRIA DE CANA-DE-AÇÚCAR (UNICA). **Opinião**. São Paulo, 24 jul. 2008. Disponível em: <<http://www.unica.com.br/opinioao/show.asp?msgCode={653FC86C-D21E-455A-BFFF-5299131A1680}>>>. Acesso em: 30/05/2009.

SANTIAGO, A. D.; MELLO IVO, W. M. P.; BARBOSA, G. V. S.; ROSSETO, R.. **Impulsionando a produtividade e a produção agrícola da cana-de-açúcar no Brasil**. Brasília: PROCITROPICOS, 2006. Disponível em:

<[http://www.procitropicos.org.br/cd-iwtad/overview-paper\\_santiago.pdf](http://www.procitropicos.org.br/cd-iwtad/overview-paper_santiago.pdf)>. Acesso em: 12/05/2009.

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 BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 2008, Rio Branco. **Anais....** Rio Branco: SOBER, 2008. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/9/305.pdf>>. Acesso em: 28/01/2010.

SEXTON, R., KLING, C., CARMEN, H. 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.

SCHMIDTKE, C. R. **Expectativas da agroindústria canavieira paranaense diante da diminuição do protecionismo no comércio internacional**. 2007. 137 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Estadual do Oeste do Paraná, UNIOESTE/Campus de Toledo. 2007.

SHIKIDA, P. F. A. **A evolução diferenciada da agroindústria canavieira no Brasil de 1975 a 1995**. Piracicaba, 1997. 191 f. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, USP.

SHIKIDA, P. F. A.; STADUTO, J. A. R. (Org.). **Agroindústria canavieira no Paraná: análises, discussões e tendências**. Cascavel: Coluna do Saber, 2005. 168 p.

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.

SILVEIRA, A. M. **A relação entre os preços de açúcar nos mercados doméstico e internacional**. Piracicaba, 2004. 74 f. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

SZMRECSÁNYI, T. **O planejamento da agroindústria canavieira do Brasil (1930-1975)**. São Paulo: HUCITEC/UNICAMP, 1979. 540 p.

SZMRECSÁNYI, T. Efeitos e desafios das novas tecnologias na agroindústria canavieira. In: MORAES, M. A. F. D.; SHIKIDA, P. F. A. (Orgs.). **Agroindústria canavieira no Brasil: evolução, desenvolvimento e desafios**. São Paulo: Atlas, 2002, p. 93-119.

UNIÃO DA INDÚSTRIA DA CANA-DE-AÇÚCAR (UNICA). **Cana-de-açúcar**. São Paulo, 2009. Disponível em: <<http://www.unica.com.br/FAQ/>>. Acesso em: 30/10/2009a.

\_\_\_\_\_. **Produção de cana-de-açúcar do Brasil**. São Paulo, 2009. Disponível em: <<http://www.unica.com.br/downloads/estatisticas/PROCESSAMENTO%20DE%20CANNA%20BRASIL.xls>>. Acesso em: 28/01/2010b.

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

VIAN, C. E. F. **Expansão e diversificação do complexo agroindustrial sucroalcooleiro no Centro-Sul do Brasil – 1980/96**. 1997. 237 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de São Carlos, São Carlos.

VIAN, C. E. F. **Agroindústria canavieira: estratégias competitivas e modernização**. Campinas: Átomo, 2003. 216 p.

VIAN, C. E. F.; BELIK, W. Os desafios para a reestruturação do complexo agroindustrial canavieiro do Centro-Sul. **ECONOMIA**, Niterói (RJ), v. 4, n. 1, p. 153-194, jan./jun. 2003.

VÖLZ, H. E.; PEREIRA, S. M.; SHIKIDA, P. F. A. Notas e considerações sobre o alcoolduto no Estado do Paraná. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, Taubaté, v. 5, n. 1, p. 95-120, Jan./Abr., 2009.

WORLD WIDE FUND FOR NATURE (WWF Brasil) Programa de Agricultura e Meio Ambiente (PAMA). **Análise da expansão do complexo agroindustrial canavieiro no Brasil**. maio 2008. Disponível em: <[http://assets.wwf.org.br/downloads/microsoft\\_word\\_\\_\\_relatorio\\_cana\\_versao\\_final\\_28mai2008\\_documento\\_consulta\\_publica.pdf](http://assets.wwf.org.br/downloads/microsoft_word___relatorio_cana_versao_final_28mai2008_documento_consulta_publica.pdf)>. Acesso em: 05/05/2009.

## APÊNDICES

## APÊNDICE A

**Tabela 18 – Preços médios mensais recebidos pelos produtores de cana-de-açúcar/ton – Estado do Paraná 1995-2009**

Ano	R\$														
1995.01	10,78	1996.01	13,18	1997.01	15,50	1998.01	16,78	1999.01	16,54	2000.01	13,44	2001.01	18,91	2002.01	22,53
1995.02	10,86	1996.02	13,33	1997.02	15,56	1998.02	16,86	1999.02	16,42	2000.02	13,89	2001.02	19,11	2002.02	22,50
1995.03	10,97	1996.03	13,55	1997.03	15,37	1998.03	16,83	1999.03	16,51	2000.03	13,52	2001.03	18,81	2002.03	22,25
1995.04	11,12	1996.04	14,20	1997.04	15,37	1998.04	16,75	1999.04	15,87	2000.04	14,19	2001.04	18,8	2002.04	21,98
1995.05	11,36	1996.05	14,96	1997.05	15,53	1998.05	16,74	1999.05	14,69	2000.05	15,10	2001.05	18,82	2002.05	20,51
1995.06	11,28	1996.06	15,31	1997.06	16,56	1998.06	16,76	1999.06	14,12	2000.06	14,82	2001.06	18,94	2002.06	19,04
1995.07	11,64	1996.07	15,29	1997.07	16,77	1998.07	16,67	1999.07	13,31	2000.07	14,91	2001.07	20,28	2002.07	17,96
1995.08	11,70	1996.08	15,67	1997.08	16,76	1998.08	16,36	1999.08	12,57	2000.08	16,78	2001.08	20,98	2002.08	18,60
1995.09	12,01	1996.09	15,43	1997.09	16,78	1998.09	16,42	1999.09	12,13	2000.09	18,31	2001.09	22,04	2002.09	19,97
1995.10	12,74	1996.10	15,16	1997.10	16,77	1998.10	16,49	1999.10	12,43	2000.10	18,94	2001.10	22,18	2002.10	21,49
1995.11	13,09	1996.11	15,33	1997.11	16,81	1998.11	16,67	1999.11	12,53	2000.11	18,89	2001.11	21,27	2002.11	22,14
1995.12	13,08	1996.12	15,64	1997.12	16,79	1998.12	16,18	1999.12	12,86	2000.12	18,34	2001.12	22,45	2002.12	22,63

Fonte: IPEA (2009)

(continua)

(continuação Tabela 18)

Ano	R\$												
2003.01	23,30	2004.01	26,02	2005.01	28,01	2006.01	29,03	2007.01	35,57	2008.01	28,54	2009.01	29,51
2003.02	24,14	2004.02	25,04	2005.02	28,22	2006.02	29,23	2007.02	34,63	2008.02	28,48	2009.02	29,18
2003.03	24,83	2004.03	24,89	2005.03	27,78	2006.03	29,40	2007.03	34,19	2008.03	28,62	2009.03	
2003.04	24,89	2004.04	24,90	2005.04	27,87	2006.04	29,22	2007.04	34,16	2008.04	28,17	2009.04	
2003.05	26,21	2004.05	23,98	2005.05	27,89	2006.05	35,28	2007.05	32,63	2008.05	28,13	2009.05	
2003.06	28,52	2004.06	23,86	2005.06	27,70	2006.06	35,82	2007.06	29,54	2008.06	27,68	2009.06	
2003.07	26,60	2004.07	24,59	2005.07	28,06	2006.07	37,09	2007.07	27,93	2008.07	26,38	2009.07	
2003.08	25,63	2004.08	26,09	2005.08	28,65	2006.08	38,10	2007.08	27,86	2008.08	25,98	2009.08	
2003.09	27,39	2004.09	26,45	2005.09	28,61	2006.09	37,15	2007.09	28,23	2008.09	26,78	2009.09	
2003.10	28,02	2004.10	27,03	2005.10	28,55	2006.10	36,37	2007.10	27,94	2008.10	27,79	2009.10	
2003.11	26,66	2004.11	27,97	2005.11	28,75	2006.11	35,94	2007.11	27,46	2008.11	29,18	2009.11	
2003.12	26,25	2004.12	28,46	2005.12	28,81	2006.12	35,91	2007.12	28,14	2008.12	29,32	2009.12	

**Tabela 19 – Preços médios mensais recebidos pelos produtores de cana-de-açúcar/ton – Estado de São Paulo 1995- 2009**

Ano	R\$														
1995.01	10,78	1996.01	12,92	1997.01	15,00	1998.01	16,24	1999.01	14,34	2000.01	12,19	2001.01	23,18	2002.01	24,97
1995.02	10,66	1996.02	13,03	1997.02	14,93	1998.02	15,63	1999.02	14,93	2000.02	14,04	2001.02	23,26	2002.02	25,81
1995.03	10,69	1996.03	12,97	1997.03	14,87	1998.03	16,14	1999.03	14,46	2000.03	13,16	2001.03	23,44	2002.03	26,23
1995.04	10,75	1996.04	14,16	1997.04	14,96	1998.04	15,97	1999.04	13,41	2000.04	14,05	2001.04	24,44	2002.04	24,55
1995.05	11,20	1996.05	14,73	1997.05	15,05	1998.05	15,95	1999.05	11,92	2000.05	14,97	2001.05	24,26	2002.05	23,76
1995.06	11,45	1996.06	14,77	1997.06	15,84	1998.06	15,68	1999.06	11,41	2000.06	15,81	2001.06	24,30	2002.06	23,05
1995.07	11,57	1996.07	14,82	1997.07	16,00	1998.07	15,27	1999.07	11,61	2000.07	17,44	2001.07	24,58	2002.07	23,12
1995.08	11,89	1996.08	14,80	1997.08	15,98	1998.08	15,41	1999.08	11,09	2000.08	19,74	2001.08	24,79	2002.08	22,75
1995.09	11,84	1996.09	14,91	1997.09	15,34	1998.09	15,18	1999.09	11,33	2000.09	20,85	2001.09	24,88	2002.09	22,91
1995.10	12,48	1996.10	15,15	1997.10	15,50	1998.10	15,03	1999.10	11,42	2000.10	22,11	2001.10	25,11	2002.10	24,58
1995.11	12,77	1996.11	14,89	1997.11	15,85	1998.11	14,54	1999.11	12,00	2000.11	22,04	2001.11	25,86	2002.11	25,27
1995.12	12,88	1996.12	14,89	1997.12	16,68	1998.12	14,86	1999.12	12,31	2000.12	23,39	2001.12	24,91	2002.12	25,53

Fonte: IEA (2009)

(continua)

(continuação Tabela 19)

Ano	R\$												
2003.01	26,24	2004.01	28,60	2005.01	28,74	2006.01	30,89	2007.01	42,40	2008.01	29,07	2009.01	31,41
2003.02	27,09	2004.02	28,30	2005.02	29,02	2006.02	32,85	2007.02	41,64	2008.02	29,05	2009.02	32,13
2003.03	27,58	2004.03	26,32	2005.03	29,25	2006.03	33,37	2007.03	41,42	2008.03	29,09	2009.03	
2003.04	29,05	2004.04	26,04	2005.04	29,91	2006.04	34,01	2007.04	41,06	2008.04	29,32	2009.04	
2003.05	31,34	2004.05	25,40	2005.05	29,58	2006.05	35,52	2007.05	39,68	2008.05	30,24	2009.05	
2003.06	31,35	2004.06	25,97	2005.06	28,95	2006.06	38,54	2007.06	35,40	2008.06	30,07	2009.06	
2003.07	30,31	2004.07	26,88	2005.07	28,37	2006.07	40,47	2007.07	32,68	2008.07	29,77	2009.07	
2003.08	29,52	2004.08	25,55	2005.08	28,55	2006.08	44,62	2007.08	31,76	2008.08	29,82	2009.08	
2003.09	29,96	2004.09	26,51	2005.09	28,97	2006.09	43,49	2007.09	31,04	2008.09	29,99	2009.09	
2003.10	29,38	2004.10	27,76	2005.10	29,41	2006.10	43,33	2007.10	30,48	2008.10	30,44	2009.10	
2003.11	29,41	2004.11	28,91	2005.11	30,03	2006.11	42,85	2007.11	29,87	2008.11	31,02	2009.11	
2003.12	29,72	2004.12	28,73	2005.12	29,77	2006.12	42,51	2007.12	29,79	2008.12	31,37	2009.12	

**APÉNDICE B**

Tabela 20 – Correlograma da FAC da variável LPPR

Lag	Covariance	Correlati on	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std	
0	0.109592	1.00000												*****										0	
1	0.107363	0.97966												*****											0.076696
2	0.104647	0.95488												*****											0.131047
3	0.101856	0.92941												*****											0.167034
4	0.098937	0.90277												*****											0.195097
5	0.096075	0.87666												*****											0.218291
6	0.093297	0.85131												*****											0.238102
7	0.090723	0.82783												*****											0.255380
8	0.088144	0.80429												*****											0.270705
9	0.085575	0.78085												*****											0.284414
10	0.083236	0.75950												*****											0.296757
11	0.081042	0.73949												*****											0.307979
12	0.078897	0.71991												*****											0.318252
13	0.076907	0.70175												*****											0.327692
14	0.074986	0.68423												*****											0.336416
15	0.073178	0.66773												*****											0.344505
16	0.071655	0.65383												*****											0.352035
17	0.070377	0.64217												*****											0.359107
18	0.069149	0.63097												*****											0.365800
19	0.067891	0.61949												*****											0.372147
20	0.066598	0.60769												*****											0.378164
21	0.065025	0.59334												*****											0.383866
22	0.063118	0.57594												*****											0.389223
23	0.061159	0.55806												*****											0.394204
24	0.059291	0.54101												*****											0.398824

Fonte: Resultados da Pesquisa

Tabela 21 – Correlograma da FAC da variável ∇LPPR

Lag	Covariance	Correlati on	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std	
0	0.0012480	1.00000												*****											0
1	0.00045958	0.36827												*****											0.076923
2	0.00009307	0.07458												*											0.086730
3	0.00015648	0.12539												***											0.087109
4	0.00009236	0.07401												*											0.088170
5	-0.0000659	-0.05281											*												0.088537
6	-0.0000523	-0.04193										*													0.088723
7	-0.0000356	-0.02851										*													0.088841
8	-0.0000409	-0.03280										*													0.088895
9	-0.0000654	-0.05244										*													0.088966
10	-0.0000756	-0.06061										*													0.089149
11	-0.0001125	-0.09016										**													0.089393
12	-0.0001462	-0.11715										**													0.089929
13	-0.0000602	-0.04822										*													0.090827
14	-0.0000496	-0.03973										*													0.090979
15	-0.0000831	-0.06661										*													0.091081
16	-0.0001078	-0.08636										**													0.091369
17	-6.4935E-6	-0.00520										*													0.091851
18	0.0000274	0.02195										*													0.091853
19	0.0001001	0.08021										*													0.091884
20	0.00007972	0.06388										*													0.092297
21	0.00003383	0.02711										*													0.092558
22	-0.0000312	-0.02502										*													0.092605
23	-0.0000491	-0.03936										*													0.092645
24	-0.0000964	-0.07724										**													0.092744

Fonte: Resultados da Pesquisa

## APÉNDICE C

Tabela 22 – Correlograma da FACP da variável LPPR

Lag	Correlati on	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
1	0. 97966												*****										
2	-0. 12051											**	.										
3	-0. 01809											.	.										
4	-0. 04031											.	*										
5	0. 00543											.	.										
6	0. 00220											.	.										
7	0. 03023											.	*	.									
8	-0. 02512											.	*	.									
9	-0. 01045											.	.	.									
10	0. 03687											.	*	.									
11	0. 01267											.	.	.									
12	-0. 00679											.	.	.									
13	0. 02082											.	.	.									
14	-0. 00306											.	.	.									
15	0. 01388											.	.	.									
16	0. 05355											.	*	.									
17	0. 03595											.	*	.									
18	-0. 00860											.	.	.									
19	-0. 01420											.	.	.									
20	-0. 01192											.	.	.									
21	-0. 06553											.	*	.									
22	-0. 06421											.	*	.									
23	-0. 00242											.	.	.									
24	0. 01669											.	.	.									

Fonte: Resultados da Pesquisa

Tabela 23 – Correlograma da FACP da variável ∇LPPR

Lag	Correlati on	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
1	0. 36827												*****										
2	-0. 07062											.	*										
3	0. 14184											.	.	***									
4	-0. 02312											.	.	.									
5	-0. 08251											.	**	.									
6	0. 00016											.	.	.									
7	-0. 02785											.	*	.									
8	0. 00036											.	.	.									
9	-0. 03469											.	*	.									
10	-0. 03446											.	*	.									
11	-0. 06576											.	*	.									
12	-0. 06864											.	*	.									
13	0. 03037											.	.	*	.								
14	-0. 03135											.	*	.									
15	-0. 03081											.	*	.									
16	-0. 06621											.	*	.									
17	0. 04073											.	.	*	.								
18	0. 01013											.	.	.									
19	0. 09358											.	.	**	.								
20	-0. 00794											.	.	.									
21	-0. 02127											.	.	.									
22	-0. 06586											.	*	.									
23	-0. 03925											.	*	.									
24	-0. 06256											.	*	.									

Fonte: Resultados da Pesquisa

## APÉNDICE D

Tabela 24 – Correlograma da FAC da variável LPSP

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std	
0	0.156222	1.00000												*****										0	
1	0.153637	0.98345												*****											0.076696
2	0.150570	0.96382												*****											0.131381
3	0.147063	0.94137												*****											0.167898
4	0.143293	0.91724												*****											0.196508
5	0.139430	0.89251												*****											0.220257
6	0.135398	0.86670												*****											0.240593
7	0.131269	0.84027												*****											0.258306
8	0.127077	0.81343												*****											0.273913
9	0.122827	0.78623												*****											0.287772
10	0.118816	0.76056												*****											0.300142
11	0.115020	0.73626												*****											0.311273
12	0.111412	0.71317												*****											0.321354
13	0.108039	0.69157												*****											0.330532
14	0.104995	0.67209												*****											0.338937
15	0.101904	0.65230												*****											0.346688
16	0.099371	0.63609												*****											0.353834
17	0.097152	0.62188												*****											0.360498
18	0.095162	0.60915												*****											0.366754
19	0.093172	0.59640												*****											0.372658
20	0.091146	0.58344												*****											0.378231
21	0.089005	0.56973												*****											0.383488
22	0.086676	0.55483												*****											0.388435
23	0.084329	0.53980												*****											0.393069
24	0.081995	0.52486												*****											0.397406

Fonte: Resultados da Pesquisa

Tabela 25 – Correlograma da FAC da variável ∇LPSP

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std	
0	0.0013599	1.00000												*****											0
1	0.00044989	0.33084												*****											0.076923
2	0.00041499	0.30517												*****											0.084926
3	0.00027322	0.20092												****											0.091184
4	0.00026718	0.19648												****											0.093767
5	0.00025879	0.19030												****											0.096173
6	0.00011479	0.08441												**											0.098375
7	0.00014422	0.10605												**											0.098803
8	-0.0000213	-0.01569												.											0.099474
9	-0.0000712	-0.05239										*		.											0.099489
10	-0.000084	-0.06176									*		.	.											0.099652
11	-0.0001697	-0.12481									**		.	.											0.099878
12	-0.0002538	-0.18661									****		.	.											0.100797
13	-0.0003312	-0.24357									*****		.	.											0.102821
14	-0.0000644	-0.04735									.	*	.	.											0.106180
15	-0.0002375	-0.17464									***		.	.											0.106305
16	-0.0002322	-0.17077									***		.	.											0.107989
17	-0.0002949	-0.21690									****		.	.											0.109576
18	-0.0000719	-0.05285									.	*	.	.											0.112087
19	-0.000072	-0.05298									.	*	.	.											0.112235
20	-0.0000778	-0.05723									.	*	.	.											0.112383
21	-0.0000544	-0.03999									.	*	.	.											0.112555
22	-0.0001763	-0.12965									***		.	.											0.112639
23	-0.0000795	-0.05844									.	*	.	.											0.113518
24	-0.0001198	-0.08810									.	**	.	.											0.113696

Fonte: Resultados da Pesquisa

## APÊNDICE E

Tabela 26 – Correlograma da FACP da variável LPSP

Lag	Correlati on	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
1	0.98345												*****										
2	-0.10231										**		.										
3	-0.08792										**		.										
4	-0.04948										*		.										
5	-0.01714										.		.										
6	-0.03823										*		.										
7	-0.02480										.		.										
8	-0.01975										.		.										
9	-0.02025										.		.										
10	0.03635										.	*	.										
11	0.02357										.	.	.										
12	0.01168										.	.	.										
13	0.01945										.	.	.										
14	0.03905										.	*	.										
15	-0.04131										.	*	.										
16	0.08738										.	**	.										
17	0.03035										.	*	.										
18	0.00934										.	.	.										
19	-0.03310										.	*	.										
20	-0.02288										.	.	.										
21	-0.03633										.	*	.										
22	-0.04350										.	*	.										
23	-0.00165										.	.	.										
24	-0.00250										.	.	.										

Fonte: Resultados da Pesquisa

Tabela 27 – Correlograma da FACP da variável ∇LPSP

Lag	Correlati on	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
1	0.33084												*****										
2	0.21977												****										
3	0.05833												*										
4	0.07745												**										
5	0.08030												**										
6	-0.05499											*	.										
7	0.02519											.	*										
8	-0.09894											**	.										
9	-0.09250											**	.										
10	-0.03273											*	.										
11	-0.08942											**	.										
12	-0.13166											**	.										
13	-0.12063											**	.										
14	0.16173											.	***										
15	-0.08091											**	.										
16	-0.06914											*	.										
17	-0.07593											**	.										
18	0.13915											.	***										
19	0.02264											.	.										
20	-0.01164											.	.										
21	-0.03984											.	*										
22	-0.12255											.	**										
23	-0.01732											.	.										
24	-0.08450											.	**										

Fonte: Resultados da Pesquisa.