

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO**  
**CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PIMES**

**JANAINA DA SILVA ALVES**

**Transmissão de preços de açúcar e álcool em  
mercados espacialmente separados no Brasil na  
presença de custos de transação**

**Recife**  
**2009**

**JANAINA DA SILVA ALVES**

**Transmissão de preços de açúcar e álcool em mercados  
espacialmente separados no Brasil na presença de custos  
de transação**

Tese apresentada ao Programa de Pós  
Graduação em Economia da Universidade  
Federal de Pernambuco (PIMES-UFPE), como  
parte dos requisitos necessários à obtenção do  
título de Doutor em Economia.

**ORIENTADOR: Prof. Dr. Ricardo Chaves Lima**

**Recife  
2009**

Alves, Janaina da Silva

Transmissão de preços de açúcar e álcool em mercados espacialmente separados no Brasil na presença de custos de transação / Janaina da Silva Alves. - Recife : O Autor, 2009.

138 folhas : fig. e tabela.

Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Pernambuco. CCSA. Economia, 2009.

Inclui bibliografia e apêndices.

1. Contabilidade e flutuação de preços. 2. Açúcar comércio – Brasil. 3. Álcool – Brasil. 4. Análise de valor (controle de custo). 5. Economia. I. Título.

338.51

CDU (1997)

UFPE

338.52

CDD (22.ed.)

CSA 2009 - 126

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA  
PIMES/PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE TESE DO DOUTORADO  
EM ECONOMIA DE

JANAÍNA DA SILVA ALVES


A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob a presidência do primeiro, considera a Candidata Janaína da Silva Alves **APROVADA**.

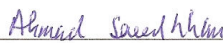
Recife, 24/08/2009.

  
Prof. Dr. Ricardo Chaves Lima  
Orientador

  
Prof. Dr. Yony de Sá Barreto Sampaio  
Examinador Interno

  
Prof. Dr. Ecio de Farias Costa  
Examinador Interno

  
Prof. Dr. Leonardo Bornacki de Mattos  
Examinador Externo/UFV

  
Prof. Dr. Ahmad Saeed Khan  
Examinador Externo/UFC

*Dedico este trabalho aos meus pais, Edinaldo e Taurismar, e ao meu esposo Erivan.*

## AGRADECIMENTOS

Agradeço ao meu Deus por ter me guiado no decorrer desta jornada, estando comigo em todos os momentos e me proporcionando força interior para vencer e superar todos os obstáculos.

Agradeço ao meu esposo, Erivan, por todo o apoio, incentivo, amor e carinho nos momentos mais difíceis.

Agradeço aos meus pais, Edinaldo e Taurismar, e a minha irmã Luciana, por terem me acompanhado ao longo desta caminhada e pelo grande incentivo para o término deste doutorado. E a todos os meus familiares, que de alguma forma contribuíram, acreditaram e torceram por mim.

As minhas queridas amigas Michelle e Rosa, que me acompanharam em vários momentos especiais da minha vida.

Agradeço aos irmãos da Igreja em Recife por todo apoio e carinho, em especial à Angelita, pela acolhida inicial nesta cidade.

Agradeço ao meu orientador, Ricardo Chaves Lima, pela confiança em mim depositada e pela atividade de orientação da tese.

Agradeço aos professores do PIMES que participaram da banca do projeto da tese, pelas críticas e sugestões propostas para o aperfeiçoamento deste trabalho.

Ao professor Leonardo Bornacki de Mattos por gentilmente atender todas minhas solicitações, principalmente na concessão dos procedimentos econométricos, indispensáveis para a estimação dos modelos utilizados neste trabalho.

Ao meu amigo Sérgio Almeida, pelas conversas, incentivo e pelos diversos *papers* enviados, imprescindíveis para esta pesquisa.

A todos os amigos e colegas do doutorado, com os quais pude estreitar laços de amizade, convivência e aprendizado, entre os quais estão: Breno, Hilton, Valfrido, Adriana, Sônia, Cristiane, Natasha, Monalisa, Roberta, Fernanda, Amanda e Poema. Em especial, agradeço a Léia, Michela e Pollyana.

À secretaria do PIMES, especialmente à Patrícia.

Às amigas Tanara, Mércia e Keynis, pela amizade que continua mesmo à distância.

Agradeço aos meus colegas do Departamento de Economia da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN), pela compreensão e apoio imprescindíveis para a conclusão desta tese.

Ao CNPq, pelo apoio financeiro fundamental a uma dedicação exclusiva aos estudos acadêmicos.

“Feliz o homem que acha sabedoria, e o homem que adquire conhecimento;  
porque melhor é o lucro que ela dá do que o da prata e melhor a sua renda do  
que o ouro mais fino”.

*Provérbios de Salomão 3:13,14*

## RESUMO

A presente tese tem como objetivo examinar a magnitude dos custos de transação e sua influência na transmissão de preços de açúcar e álcool entre mercados espacialmente separados no Brasil. Da mesma forma, o trabalho pretende identificar regiões produtoras em um mesmo “mercado econômico”, ou seja, a delimitação espacial dos mercados de açúcar e álcool no Brasil. A fundamentação teórica está baseada na integração de mercados, Lei do Preço Único e arbitragem espacial. Foram utilizadas séries de preços de açúcar, álcool anidro e álcool hidratado nos estados de Alagoas, Pernambuco, São Paulo, Paraná e Minas Gerais, no período de maio de 2003 a dezembro de 2008. O procedimento metodológico utilizado incluiu os testes de co-integração de Johansen, o modelo auto-regressivo com *threshold* (TAR) e o modelo de correção de erro com *threshold* (TVEC). Os resultados mostram que os estados de Alagoas e Pernambuco; as regiões de Araçatuba, Maringá, Ribeirão Preto em São Paulo e; a região do Triângulo Mineiro em Minas Gerais, fazem parte do mesmo mercado econômico de açúcar no Brasil. No caso de álcool anidro, constituem um mesmo mercado econômico o estado de Alagoas; as regiões de Araçatuba, Paulínia e Ribeirão Preto, em São Paulo e; Maringá, no estado do Paraná. Para o álcool hidratado, o mercado econômico é composto por Alagoas, Paulínia, Ribeirão Preto e Maringá. Além disso, o mercado central para o açúcar, álcool anidro e álcool hidratado foi Ribeirão Preto. Por fim, confirmou-se a presença de significativos custos de transação nos pares de mercados dos três produtos do setor sucroalcooleiro. Conclui-se que os custos de transação são fortemente relacionados à distância entre as regiões analisadas.

**Palavras-chave:** Transmissão de preços. Açúcar. Álcool. Custos de transação. Brasil.



## ABSTRACT

The aim of this dissertation is to examine transaction costs magnitude, and its influence on price transmission on spatially separated ethanol and sugar markets in Brazil. Also, it is the objective of this research to identify production regions in the same “economic market”. The theoretical framework of the analysis is based on Market Integration, Law of One Price and Spatial Arbitrage. The data base included time series of sugar, anhydrous ethanol and hydrated ethanol prices from selected regions on the states of Alagoas, Pernambuco, São Paulo, Paraná and Minas Gerais from May 2003 to December 2008. The methodology used Johansen Cointegration tests, Threshold Autoregression (TAR), and Threshold Vector Error Correction (TVEC). The results showed that the states of Alagoas and Pernambuco; the regions of Araçatuba and Ribeirão Preto in the state of São Paulo; Maringá region in the state of Paraná; and Triângulo Mineiro region in the state of Minas Gerais belong to the same economic sugar market. For the anhydrous ethanol, the economic market is formed by the state of Alagoas; the regions of Araçatuba, Paulínia and Ribeirão Preto in the state of São Paulo; and Maringá in the state of Paraná. As for hydrated ethanol the economic market includes Alagoas, Paulínia, Ribeirão Preto and Maringá. Ribeirão Preto was also determined to be the central market for sugar, anhydrous ethanol and hydrated ethanol. The results confirm the presence of transaction costs for all markets pairs analyzed. Finally, the level of transaction costs was found to be strongly related to the distance between pairs of markets.

**Key-Words:** Price transmission. Sugar. Ethanol. Transaction costs. Brazil.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 2.1 -	Vendas no mercado interno de veículos <i>flex fuel</i> no Brasil – 2003-2008.....	25
Figura 2.2 -	Índices de sazonalidade do preço do açúcar (R\$/Sc.50Kg) nos estados de São Paulo, Alagoas e Pernambuco.....	39
Figura 2.3 -	Índices de sazonalidade do preço do álcool anidro (R\$/litro) nos estados de São Paulo, Alagoas e Pernambuco.....	40
Figura 2.4 -	Índices de sazonalidade do preço do álcool hidratado (R\$/litro) nos estados de São Paulo, Alagoas e Pernambuco.....	40
Figura 2.5 -	Preço mensal do açúcar (R\$/Sc.50Kg) - Paraná, São Paulo, Alagoas e Pernambuco: Jun/2004 a Jun.2007.....	44
Figura 2.6 -	Preço mensal do álcool anidro (R\$/litro)- São Paulo, Mato Grosso, Paraná, Alagoas e Pernambuco: Ago./2004 a Jun.2007.....	45
Figura 2.7 -	Preço mensal do álcool hidratado (R\$/litro) - São Paulo, Mato Grosso, Paraná, Alagoas e Pernambuco: Ago./2004 a Jun.2007.....	45

## LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 -	Produção de Açúcar no Brasil (toneladas) – Safras 2003/2004 a 2007/2008.....	34
Tabela 2.2 -	Produção de Álcool Anidro no Brasil (m3) – Safras 2003/2004 a 2007/2008.....	36
Tabela 2.3 -	Produção de Álcool Hidratado no Brasil (m3) – Safras 2003/2004 a 2007/2008.....	37
Tabela 4.1 -	Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa.....	65
Tabela 5.1 -	Estatísticas descritivas das séries de preço do açúcar (R\$/sc50Kg) em diferentes regiões do Brasil: 07 de maio de 2003 a 31 de dezembro de 2008.....	85
Tabela 5.2 -	Estatísticas descritivas das séries de preço do álcool anidro (R\$/l) em diferentes regiões do Brasil: 07 de maio de 2003 a 31 de dezembro de 2008.....	86
Tabela 5.3 -	Estatísticas descritivas das séries de preço do álcool hidratado (R\$/l) em diferentes regiões do Brasil: 20 de julho de 2005 a 31 de dezembro de 2008.....	86
Tabela 5.4 -	Teste de Co-integração de Johansen: Açúcar nos mercados de Alagoas, Araçatuba, Maringá, Pernambuco, Ribeirão Preto e Triângulo Mineiro...	88
Tabela 5.5 -	Teste de Co-integração de Johansen: Álcool anidro nos mercados de Alagoas, Araçatuba, Paulínia, Maringá e Ribeirão Preto.....	88
Tabela 5.6 -	Teste de Co-integração de Johansen: Álcool hidratado nos mercados de Alagoas, Paulínia, Maringá e Ribeirão Preto.....	89

Tabela 5.7 -	Distâncias entre os mercados analisados.....	90
Tabela 5.8 -	Estimativa da relação de co-integração pelo Método dos Mínimos Quadrados (MQO), considerando Ribeirão Preto como mercado central – açúcar.....	91
Tabela 5.9 -	Teste de integração perfeita de mercado: Teste de razão de verossimilhança (LR) para restrições nos parâmetros de co-integração, considerando Ribeirão Preto como mercado central – açúcar.....	93
Tabela 5.10 -	Estimativa da velocidade de ajustamento do Modelo de Correção de Erro (VEC) - açúcar.....	93
Tabela 5.11 -	Modelo Auto-regressivo Threshold (TAR) para os resíduos da relação de co-integração, considerando Ribeirão Preto como o mercado central: Estimativas e testes – açúcar.....	95
Tabela 5.12 -	Estimação do modelo de co-integração com <i>threshold</i> : Modelo TVEC 3 para os mercados de açúcar.....	99
Tabela 5.13 -	Estimativa da relação de co-integração pelo Método dos Mínimos Quadrados (MQO), considerando Ribeirão Preto como mercado central – álcool anidro.....	102
Tabela 5.14 -	Teste de integração perfeita de mercado: Teste de razão de verossimilhança (LR) para restrições nos parâmetros de co-integração, considerando Ribeirão Preto como mercado central – álcool anidro.....	103
Tabela 5.15 -	Estimativa da velocidade de ajustamento do Modelo de Correção de Erro (VEC) – álcool anidro.....	104
Tabela 5.16 -	Modelo Auto-regressivo Threshold (TAR) para os resíduos da relação de co-integração, considerando Ribeirão Preto como o mercado central: Estimativas e testes – álcool anidro.....	105
Tabela 5.17 -	Estimação do modelo de co-integração com <i>threshold</i> : Modelo TVEC 3 para os mercados de álcool anidro.....	108

Tabela 5.18 -	Estimativa da relação de co-integração pelo Método dos Mínimos Quadrados (MQO), considerando Ribeirão Preto como mercado central – álcool hidratado.....	111
Tabela 5.19 -	Teste de integração perfeita de mercado: Teste de razão de verossimilhança (LR) para restrições nos parâmetros de co-integração, considerando Ribeirão Preto como mercado central – álcool hidratado...	112
Tabela 5.20 -	Estimativa da velocidade de ajustamento do Modelo de Correção de Erro (VEC) – álcool hidratado.....	112
Tabela 5.21 -	Modelo Auto-regressivo Threshold (TAR) para os resíduos da relação de co-integração, considerando Ribeirão Preto como o mercado central: Estimativas e testes – álcool hidratado.....	114
Tabela 5.22 -	Estimação do modelo de co-integração com <i>threshold</i> : Modelo TVEC 3 para os mercados de álcool hidratado.....	116

## LISTA DE TABELAS DO APÊNDICE

Tabela A.1 -	Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) – Açúcar.....	134
Tabela A.2 -	Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) - Álcool anidro...	134
Tabela A.3 -	Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) - Álcool hidratado.....	135
Tabela A.4 -	Teste de Razão de Verossimilhança (LR) para Exogeneidade Fraca – Açúcar.....	135
Tabela A.5 -	Teste de Razão de Verossimilhança (LR) para Exogeneidade Fraca - Álcool anidro.....	135
Tabela A.6 -	Teste de Razão de Verossimilhança (LR) para Exogeneidade Fraca - Álcool Hidratado.....	136
Tabela A.7 -	Teste de Co-integração de Johansen: análise entre Ribeirão Preto e demais mercados – Açúcar.....	136
Tabela A.8 -	Teste de Co-integração de Johansen: análise entre Ribeirão Preto e demais mercados – Álcool anidro.....	136
Tabela A.9 -	Teste de Co-integração de Johansen: análise entre Ribeirão Preto e demais mercados – Álcool hidratado.....	137
Tabela A.10 -	Teste do Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação dos resíduos - Açúcar.....	137
Tabela A.11 -	Teste do Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação dos resíduos - Álcool anidro.....	138
Tabela A.12 -	Teste do Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação dos resíduos - Álcool hidratado.....	138

## SUMÁRIO

	<i>Pág.</i>
<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>15</b>
1.1 OBJETIVOS.....	19
1.2 ESTRUTURA DA TESE.....	20
<b>2 OS MERCADOS DE AÇÚCAR E ÁLCOOL NO BRASIL.....</b>	<b>21</b>
2.1 HISTÓRICO E EXPANSÃO DO SETOR SUCROALCOOLEIRO NO BRASIL.....	21
2.2 PRODUÇÃO DE AÇÚCAR E ÁLCOOL EM MERCADOS ESPACIALMENTE SEPARADOS NO BRASIL.....	30
2.3 FORMAÇÃO E EVOLUÇÃO DOS PREÇOS DE AÇÚCAR E ÁLCOOL EM MERCADOS ESPACIALMENTE SEPARADOS NO BRASIL.....	38
<b>3 INTEGRAÇÃO DE MERCADO E CUSTOS DE TRANSAÇÃO NO CONTEXTO AGRÍCOLA .....</b>	<b>47</b>
3.1 INTEGRAÇÃO DE MERCADOS ESPACIALMENTE SEPARADOS.....	47
3.2 CUSTOS DE TRANSAÇÃO E INTEGRAÇÃO DE MERCADOS ESPACIALMENTE SEPARADOS.....	51
3.3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE INTEGRAÇÃO ESPACIAL DE MERCADO..	56
<b>4 METODOLOGIA DA PESQUISA .....</b>	<b>64</b>
4.1 FONTE DOS DADOS E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS.....	64
4.2 ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES DE PREÇO.....	66
4.3 TESTES DE CO-INTEGRAÇÃO.....	67
4.4 MODELO AUTO-REGRESSIVO COM <i>THRESHOLD</i> (TAR).....	71
4.5 TESTES PARA DETECTAR EFEITOS <i>THRESHOLD</i> .....	75
4.5.1 Teste <i>F</i> de Tsay.....	75
4.5.2 Teste de Hansen.....	77
4.6 MODELO DE CO-INTEGRAÇÃO COM <i>THRESHOLD</i> ( <i>THRESHOLD COINTEGRATION</i> ).....	79

<b>5 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS.....</b>	<b>84</b>
5.1 PREÇOS DE AÇÚCAR E ÁLCOOL EM DIFERENTES MERCADOS NO BRASIL: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E TESTE DE RAIZ UNITÁRIA.....	84
5.2 DETERMINAÇÃO DO MERCADO ECONÔMICO E DO MERCADO CENTRAL.....	87
5.3 TRANSMISSÃO DOS PREÇOS DO AÇÚCAR EM MERCADOS ESPACIALMENTE SEPARADOS.....	91
5.3.1 Evidências iniciais sobre a integração dos mercados de açúcar no Brasil.....	91
5.3.2 Integração dos mercados de açúcar no Brasil, considerando os efeitos dos custos de transação: Modelo Auto-Regressivo com <i>Threshold</i> (TAR).....	94
5.3.3 Integração dos mercados do açúcar no Brasil, considerando os efeitos dos custos de transação: Modelo de Co-integração com <i>Threshold</i> .....	98
5.4 TRANSMISSÃO DOS PREÇOS DO ÁLCOOL ANIDRO EM MERCADOS ESPACIALMENTE SEPARADOS.....	101
5.4.1 Evidências iniciais sobre a integração dos mercados de álcool anidro no Brasil.....	102
5.4.2 Integração dos mercados de álcool anidro no Brasil, considerando os efeitos dos custos de transação: Modelo Auto-Regressivo com <i>Threshold</i> (TAR).....	104
5.4.3 Integração dos mercados do álcool anidro no Brasil, considerando os efeitos dos custos de transação: Modelo de Co-integração com <i>Threshold</i> .....	108
5.5 TRANSMISSÃO DOS PREÇOS DO ÁLCOOL HIDRATADO EM MERCADOS ESPACIALMENTE SEPARADOS.....	110
5.5.1 Evidências iniciais sobre a integração dos mercados de álcool hidratado no Brasil.....	110
5.5.2 Integração dos mercados de álcool hidratado no Brasil, considerando os efeitos dos custos de transação: Modelo Auto-Regressivo com <i>Threshold</i> (TAR).....	113
5.5.3 Integração dos mercados do álcool hidratado no Brasil, considerando os efeitos dos custos de transação: Modelo de Co-integração com <i>Threshold</i> .....	115
<b>6 CONCLUSÕES .....</b>	<b>118</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>122</b>
<b>APÊNDICE .....</b>	<b>134</b>



## CAPÍTULO 1

### INTRODUÇÃO

O estudo de diferentes mercados e sua integração têm sido amplamente aplicados ao contexto agrícola, de modo a analisar como a informação contida nos preços das *commodities* é transmitida de uma região para outra. Dessa forma, as relações entre mercados localizados em distintas regiões são freqüentemente relacionadas na literatura à integração de mercados espacialmente separados. Um mercado integrado é composto por um conjunto de regiões que comercializam um mesmo produto e possuem a mesma informação de longo prazo.

De acordo com Meyer (2004), a integração de mercado pode ser definida como o grau de transmissão de preços entre mercados espacialmente separados. Por isso, quanto maior o grau de integração de mercado, maior a transmissão de preços, encorajando produtores a se especializarem de acordo com as vantagens comparativas da região. A integração e a especialização podem aumentar a renda dos produtores e reduzir a variabilidade dos preços entre mercados espacialmente separados (GONZÁLEZ-RIVERA E HELFAND, 2001b).

Para Rosado (2006), a integração de mercados espacialmente separados influencia no aumento dos fluxos de comércio, que conseqüentemente proporciona maiores níveis de produção, renda, emprego e salário, contribuindo assim para o desenvolvimento econômico.

A integração de mercado também está relacionada ao debate sobre abertura econômica, política de preços e desregulamentação estatal em mercados agrícolas de países em desenvolvimento<sup>1</sup>. Segundo Barret e Mutambarsere (2005), nos anos 1980 e 1990, as reformas políticas orientadas para o mercado agrícola de países em desenvolvimento foram peça central da liberalização econômica. Dentre essas políticas, estavam a redução ou eliminação de distorções de mercado, levando a uma transmissão mais eficiente de preço.

---

<sup>1</sup> De acordo com Baulch (1997), Gabre-Madhin (1999) e Maltoglou e Tanyeri-Abur (2005).

A integração de mercados geograficamente separados, que mede o quanto choques de demanda e oferta em uma determinada região são transmitidos à outra, tem se desenvolvido recentemente no sentido de incluir em sua análise os custos de transação entre as regiões. No caso de mercados agrícolas, os custos de transação inter-regionais são comumente elevados, pois, em geral, trata-se de produtos volumosos, perecíveis e com áreas de produção e de consumo localizadas em regiões diferentes (SEXTON, KLING E CARMAN, 1991).

Alguns estudos<sup>2</sup> argumentam que a presença de custos de transação dificulta a integração de mercado, pois estes afetam o fluxo de bens e informação entre as regiões, podendo retardar o processo de desenvolvimento. Os custos de transação são definidos como custos que os agentes enfrentam quando recorrem ao mercado, ou seja, são os custos de negociar, redigir e garantir o cumprimento de um determinado contrato (FIANI, 2002). A definição de custos de transação abrange também os custos de transferência, custos de transporte e os custos de oportunidade, conforme Gonzáles-Rivera e Helfand (2001b).

A existência de custos de transação resulta em falha de mercado, pois implica que a informação com relação ao preço não é perfeita. Como as decisões de compra e venda feitas pelos agentes são baseadas no diferencial de preços entre mercados e no custo real com que se defrontam, este diferencial de preços tem de ser positivo e suficiente para garantir o lucro do arbitrador (MALTSOGLOU E TANYERI-ABUR, 2005).

O estudo da integração de mercado não se limita em verificar se os mercados são ou não integrados, mas se trata de uma questão de grau de integração, ou seja, em quanto tempo os mercados se ajustam a desvios do equilíbrio. Assim, devido às diferenças entre regiões de comercialização espacialmente separadas, alguns mercados poderão exibir maior grau de integração que outros. Da mesma forma, o grau de integração de mercado é principalmente uma função dos custos de transação relacionados aos fluxos de bens e informações entre as regiões (GONZÁLEZ-RIVERA E HELFAND, 2001b).

Nos países em desenvolvimento, os custos de transação podem ser elevados devido à execução ineficiente de contratos, de proteção policial insuficiente, corrupção, carga tributária excessivamente alta e infra-estrutura de transporte e de comunicações deficientes, como salientam Fackler e Goodwin (2000).

---

<sup>2</sup> Dentre estes trabalhos, estão os de Goodwin e Piggott (2001), González-Rivera e Helfand (2001b), Barret (2001), Camphenout (2007) e Mattos (2008).

Também observa-se que não há um consenso sobre a abordagem apropriada para a análise de integração de mercado. Nos estudos mais recentes, tem-se utilizado como referência a Lei do Preço Único (LPU). A LPU estabelece que o preço de bens idênticos em mercados espacialmente separados deve ser o mesmo, após a conversão a uma moeda comum, e o mecanismo pelo qual esta lei é mantida, é dado pela arbitragem espacial<sup>3</sup> (BALCOME, BAILEY E BROOKS, 2007). A arbitragem é a força que elimina algum desvio da LPU quando o diferencial de preços é grande o suficiente para compensar o custo de transporte entre duas regiões (LO E ZIVOT, 2001).

Para Tsay (1998), pequenos diferenciais de preços entre regiões podem existir devido à presença de fatores, tais como custos de transação, desencorajando os agentes a arbitrar. Ou seja, as oportunidades de arbitragem ocorrem somente quando as diferenças nos preços são substanciais e o lucro potencial excede os custos de transação. Assim, custos de transação elevados, dentre outras imperfeições de mercado, freqüentemente causam fraca transmissão de preços entre mercados espacialmente separados e desvios da LPU<sup>4</sup>.

Dessa forma, segundo Goodwin e Piggott (2001), a presença de custos de transação, que são tipicamente não observados pelos agentes, pode acarretar em uma “banda neutra”, dentro da qual não há transmissão de preços. Esta “banda neutra” pode ser definida como o *locus* onde os custos de transação são suficientemente grandes a ponto de impedirem a arbitragem. Neste caso, a arbitragem só será desencadeada se o diferencial de preços entre as regiões exceder a banda neutra. Portanto, é importante investigar a existência deste intervalo de não transmissão de preços que é decorrente de custos de transação, pois isto pode inibir a integração de mercado.

Este estudo de integração de mercado e de custos de transação será aplicado ao setor sucroalcooleiro do Brasil devido a sua importância no cenário econômico nacional, pois contribui tanto para a produção de alimentos como para a matriz energética, e pela possibilidade de elevados custos de transação entre as principais regiões produtoras.

A produção brasileira de açúcar e álcool é realizada em mercados espacialmente separados, localizados principalmente nos estados de São Paulo, Paraná, Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Alagoas, Pernambuco e Paraíba. Conforme dados do

---

<sup>3</sup> Segundo Goodwin e Piggott (2001), a arbitragem é o mecanismo em que os agentes transportam produtos entre regiões em resposta aos diferenciais de preço.

<sup>4</sup> Balcome, Bayley e Brooks (2007).

Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, em 2008 o segmento da agroindústria canavieira no Brasil contava com 396 unidades produtoras de açúcar e álcool em atividade, sendo 315 na região Centro-Sul e 81 unidades no Norte-Nordeste (BRASIL, 2008).

O setor sucroalcooleiro do Brasil contribui significativamente para a movimentação da economia brasileira, pois, de acordo com dados da safra 2008/2009, a produção do setor está em 51 bilhões de Reais, gerando 4,5 milhões de empregos diretos e indiretos. Além disso, a produção de açúcar é de 32 milhões de toneladas, dos quais 20 milhões de toneladas são destinadas para exportação e a produção de álcool de 27 bilhões de litros, sendo 5 bilhões de litros de álcool para exportação (JORNALCANA, 2009).

Conforme Costa, Burnquist e Guilhoto (2006), desde a segunda metade da década de 1990, o setor sucroalcooleiro do Brasil tem se mantido na posição de maior produtor e exportador mundial de açúcar e maior produtor mundial de álcool combustível de cana. Dentre os fatores que contribuem para a posição de destaque do Brasil no mercado internacional do açúcar e álcool estão os baixos custos de produção. Porém, há diferenças de custo de produção entre as regiões produtoras de açúcar e álcool dentro do país, o que pode contribuir para os diferenciais nos preços.

De acordo com Albanez, Bonízio e Ribeiro (2008), o custo de produção de açúcar, em 2004 no Nordeste, foi de 150 dólares por tonelada e, em São Paulo, esse custo foi de 130 dólares por tonelada. O custo de produção do álcool anidro, em 2004, foi de 0,18 dólares por litro na região Norte-Nordeste e de 0,15 dólares por litro na região Centro-Sul. O diferencial de custo de produção entre as principais regiões produtoras de açúcar e álcool no Brasil pode ser explicada pelas diferentes condições edafoclimáticas, que são mais favoráveis à região Centro-Sul. Ademais, outros fatores como infra-estrutura (sistemas de transporte e comunicação) e carga tributária (como o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços - ICMS), podem influenciar os custos de transação entre diferentes regiões do setor sucroalcooleiro.

Quanto à estrutura física, o transporte de açúcar e álcool no mercado interno é feito principalmente por rodovias (VIAN e MARIN, 2008). Segundo Carvalho e Caixeta Filho (2007), o custo de transporte tem um peso considerável no preço final do açúcar, portanto, deve ser levado em consideração no processo de planejamento e investimento por parte dos

agentes do setor. Ainda conforme estes autores, na safra 2004/05, houve períodos em que o frete do açúcar chegou a representar aproximadamente 10,5% do valor final do produto.

Com relação ao ICMS, há significativas diferenças entre os estados produtores de açúcar e álcool no Brasil. De acordo com a União da Indústria da Cana-de-açúcar (ÚNICA)<sup>5</sup>, o estado de São Paulo possui uma alíquota de 12%, ou seja, a menor do país. Já o estado de Alagoas tem o maior ICMS dentre os principais produtores de açúcar e álcool, de 27%. Goiás apresenta ICMS de 26%; o Paraná possui uma alíquota de 18% e os demais estados como Pernambuco, Paraíba, Minas Gerais e Mato Grosso têm ICMS de 25%. Portanto, os custos de transação entre regiões produtoras e consumidoras de açúcar e álcool no Brasil devem ser investigados, pois estes influenciam a transmissão de preços entre os mercados espacialmente separados destes produtos.

Dessa forma, a questão a ser pesquisada na presente tese está em examinar os custos de transação e sua influência na transmissão de preços nas negociações de açúcar e álcool entre mercados espacialmente separados no Brasil. De modo mais específico, esse estudo deverá contribuir para: i) verificar a existência de um equilíbrio estável de longo prazo entre os preços; ii) determinar o nível de transmissão de choques de oferta e demanda entre diferentes regiões; iii) investigar a existência de um *locus* onde os custos de transação são suficientemente elevados a ponto de impedirem a arbitragem; iv) determinar a magnitude dos custos de transação entre as regiões e; v) verificar a velocidade em que os diferenciais de preço se ajustam ao nível de equilíbrio.

## 1.1 OBJETIVOS

O objetivo geral deste trabalho consiste em investigar a presença de custos de transação e sua influência na transmissão de preços de açúcar e álcool entre mercados localizados em Alagoas, Pernambuco, São Paulo, Minas Gerais e Paraná.

Os objetivos específicos são:

---

<sup>5</sup> Disponível em: < <http://www.unica.com.br/dadosCotacao/mapaConsumidor/>>.

- a) Estudar os principais mercados de açúcar e álcool no Brasil, com enfoque nas diferenças regionais de preço e custos de transação.
- b) Examinar a existência de equilíbrio de longo prazo entre os pares de preços do açúcar, álcool anidro e álcool hidratado em mercados espacialmente separados no Brasil.
- c) Testar e estimar os custos de transação entre as regiões produtoras de açúcar, álcool anidro e álcool hidratado no Brasil.
- d) Verificar a velocidade em que os desvios do equilíbrio são ajustados.
- e) Estimar a “banda neutra”, dentro da qual não há transmissão de preços e analisar a assimetria no ajustamento dos preços do açúcar, álcool anidro e álcool hidratado.

## **1.2 ESTRUTURA DA TESE**

Além desta introdução, a presente tese está organizada em mais cinco capítulos. O segundo capítulo apresenta uma revisão da literatura sobre os mercados de açúcar e álcool no Brasil e evidências sobre produção, preços e custos do setor sucroalcooleiro. O terceiro capítulo traz a discussão sobre integração espacial de mercado e custos de transação no contexto de mercados agrícolas. A metodologia utilizada no trabalho está no quarto capítulo, onde estão os aspectos relativos ao tratamento dos dados e descrição dos modelos econométricos. No quinto capítulo são apresentados e analisados os resultados encontrados neste estudo. Por fim, o último capítulo apresenta as conclusões obtidas neste estudo.

## **CAPÍTULO 2**

### **OS MERCADOS DE AÇÚCAR E ÁLCOOL NO BRASIL**

Este capítulo traz uma revisão da literatura sobre o setor sucroalcooleiro no Brasil. O item 2.1 apresenta os aspectos históricos e a expansão do setor. O item 2.2 mostra que a produção sucroalcooleira é realizada em mercados espacialmente separados no Brasil e identifica quais são esses mercados, bem como a importância destes para o setor. O capítulo é encerrado com o item 2.3, que apresenta aspectos relacionados à formação e à evolução dos preços de açúcar e álcool em diferentes mercados no Brasil e traz alguns estudos empíricos recentemente realizados para o setor sucroalcooleiro, com ênfase no comportamento dos preços.

#### **2.1 HISTÓRICO E EXPANSÃO DO SETOR SUCROALCOOLEIRO NO BRASIL**

A agroindústria canavieira tem ocupado um papel relevante ao longo da história do Brasil. A lavoura de cana-de-açúcar tornou-se a primeira cultura a ser explorada no país e inicialmente sua estrutura produtiva estava voltada para a produção de açúcar. Apenas em 1925, é que foram realizados testes para a mistura de álcool combustível à gasolina e, em 1938, esta mistura tornou-se obrigatória por lei federal (SANTOS, SANTOS e VIDAL, 2007).

De acordo com Santos, Santos e Vidal (2007), até a década de 1940, a indústria canavieira concentrava-se na região Nordeste e, a partir do final do século XIX, a cultura da

cana-de-açúcar ganhou importância econômica no Centro-Sul do Brasil, sobretudo em São Paulo. Segundo Vian (2003), esta expansão da cultura canavieira em São Paulo foi incentivada pela crise da cafeicultura, de modo que o Nordeste perdeu liderança na produção de açúcar no Brasil em meados do século XX. Além disso, outros fatores que favoreceram a rápida expansão do Centro-Sul do Brasil são as melhores condições edafoclimáticas e as vantagens relativas de preços e custos de produção.

O setor sucroalcooleiro no Brasil é caracterizado pela forte intervenção estatal que perdurou até o final da década de 1990. Alguns fatos ocorridos a partir de 1930 tornaram-se marcos desse intervencionismo. Em 1931, foi criada a Comissão de Defesa da Produção do Açúcar (CDPA) no Brasil e, em 1933, houve a criação do Instituto do Açúcar e Alcool (IAA). O IAA exerceu grande influência na evolução desta agroindústria, dado o seu caráter regulador, principalmente ao minimizar as diferenças existentes entre as macrorregiões Centro-Sul e Norte-Nordeste<sup>6</sup>. As principais atribuições do IAA, de acordo com Marjotta-Maistro (2002), eram administrar e propiciar o desenvolvimento do setor sucroalcooleiro, além de estabelecer as quotas de produção e preços da cana-de-açúcar, do açúcar e do álcool.

A partir da década de 1970, surgiram fatos que marcaram a ascensão mais recente da agroindústria canavieira no Brasil. Em 1973, eclode a primeira crise mundial do petróleo, propiciando a criação do Programa Nacional do Alcool (Proálcool) em 1975. De acordo com Andrade (1988), o Proálcool tinha como objetivo imediato expandir a produção nacional de álcool carburante e diminuir a importação de petróleo.

Em 1979, ocorre o segundo choque do petróleo e se intensificam os conflitos no Oriente Médio, trazendo maior consolidação ao Proálcool. De acordo com Ramos (1999), a instauração desse programa passou por duas fases. A primeira fase durou até 1979 e se caracterizou pela expansão das destilarias anexas às usinas de açúcar existentes, através da produção de álcool anidro para misturar a gasolina.

Posteriormente, houve a fase de produção em larga escala de álcool hidratado para uso em veículos exclusivamente a álcool, que, de acordo com Carvalho (2001), baseava-se na montagem de destilarias autônomas localizadas nas novas plantações de cana, em regiões anteriormente ocupadas por outras culturas. De acordo com Vieira Júnior et al. (2008), na

---

<sup>6</sup> Em 1966, foi decretada a divisão do Brasil em duas regiões canavieiras: Norte-Nordeste e Centro-Sul. A região Norte-Nordeste é composta dos seguintes estados: AL, BA, CE, MA, PA, PB, PE, PI, RN, SE e TO. Na região Centro-Sul, tem-se os estados de SP, PR, MG, MS, GO, RJ, ES, RS e SC (MARJOTTA-MAISTRO, 2002).



segunda fase do Proálcool, foram implantadas cerca de 180 unidades autônomas em diversos estados do Brasil, descentralizando a produção para áreas mais próximas aos centros consumidores.

Segundo Shikida (1998), a crise do petróleo gerou um “gargalo” no processo produtivo e o Proálcool foi definido como solução para os problemas deste período, dado que a agroindústria canavieira encontrava-se em crise devido à queda dos preços internacionais do açúcar. Este programa alavancou a agroindústria canavieira rumo a uma etapa de modernização, necessária para suprir o mercado de álcool.

Em meados da década de 80, entretanto, observa-se que o Proálcool adentra em sua fase de desaceleração e crise, principalmente devido à atenuação da crise internacional do petróleo. Conforme Santos, Santos e Vidal (2007), a manutenção do Programa deu-se por meio de subsídios governamentais e, enquanto vigorou o Proálcool, o Estado garantia o preço e a realização da produção de álcool.

Para Moreira et al. (2001), alguns dos determinantes da desestruturação do Proálcool são: o aumento da produção interna de petróleo; a redução do poder da Organização dos Países Exportadores de Petróleo (OPEP); os acordos do Brasil com o FMI, que impunham uma revisão das políticas de subsídio do governo brasileiro; e a crise financeira do Estado brasileiro, que o levaria a rever de forma rigorosa os seus gastos.

Dessa forma, Shikida e Bacha (1999) mostram que a evolução da agroindústria canavieira do Brasil, no período de 1975 a 1995, pode ser dividida da seguinte forma: i) de 1975 a 1979, com a expansão moderada do Proálcool; ii) de 1980 a 1985, a expansão acelerada e; iii) de 1986 a 1995, tem-se a desaceleração e crise do Programa. Com a situação de crise instaurada, o setor sucroalcooleiro iniciou seu processo de desregulamentação.

Conforme Baumann (1999), a agricultura brasileira até a segunda metade da década de 80 sofreu uma intensa intervenção governamental, contudo, a partir de então, foi sendo implantado um conjunto de reformas estruturais liberalizantes. Segundo Barret (1996), esta redução da intervenção governamental foi verificada em mercados agrícolas de diversas economias em desenvolvimento.

Segundo Barret e Mutambarsere (2005), nos anos 1980 e 1990, as reformas políticas orientadas para o mercado agrícola de países em desenvolvimento foram peça central da

liberalização econômica. Dentre essas políticas, estavam a redução ou eliminação de distorções de mercado e a transmissão eficiente de preço. Timmer *apud* Barret e Mutambarsere (2005) afirmam ainda que a retirada do Estado do mercado agrícola foi condição necessária para obtenção de “preços corretos”, melhora da eficiência de mercado e estímulo ao crescimento da produtividade.

Portanto, até a década de 1990, o setor sucroalcooleiro era bastante dependente de políticas estatais subsidiárias. Com a extinção do IAA, em 1990, o setor passou a ser regido pelas forças de mercado e foi sendo gradativamente desregulamentado. Conforme Natale Netto (2007), o IAA já se revelava ineficiente e ultrapassado no contexto de uma economia de mercado.

De acordo com Lima e Sicsú (1998), com a extinção do IAA, foi eliminado o subsídio de equalização dos custos entre as regiões Norte-Nordeste e Centro-Sul – que compensava os custos mais elevados do Norte-Nordeste – e houve flexibilização das quotas de produção, inclusive quanto ao mercado externo. Segundo Barros e Moraes (2002), a desregulamentação do setor sucroalcooleiro estava inserida num quadro institucional mais amplo de regime democrático, economia globalizada, e dificuldades financeiras do Estado para implementação de políticas públicas.

Para Vidal, Santos e Santos (2006), a saída do Estado como agente regulador do setor sucroalcooleiro no Brasil implicou em um processo de reestruturação do setor, principalmente no Nordeste<sup>7</sup>, a fim de obter competitividade no mercado globalizado. Essa reestruturação ocorreu na gestão da produção, nas relações de trabalho, na comercialização dos produtos, nas parcerias e nas inovações tecnológicas no âmbito agrícola e industrial, resultando em um setor competitivo.

Alves (2002) afirma que as empresas do setor sucroalcooleiro estão em um processo de amadurecimento, uma vez que tomam suas decisões em função de variáveis de mercado e não mais em função dos preços e subsídios fixados pelo governo.

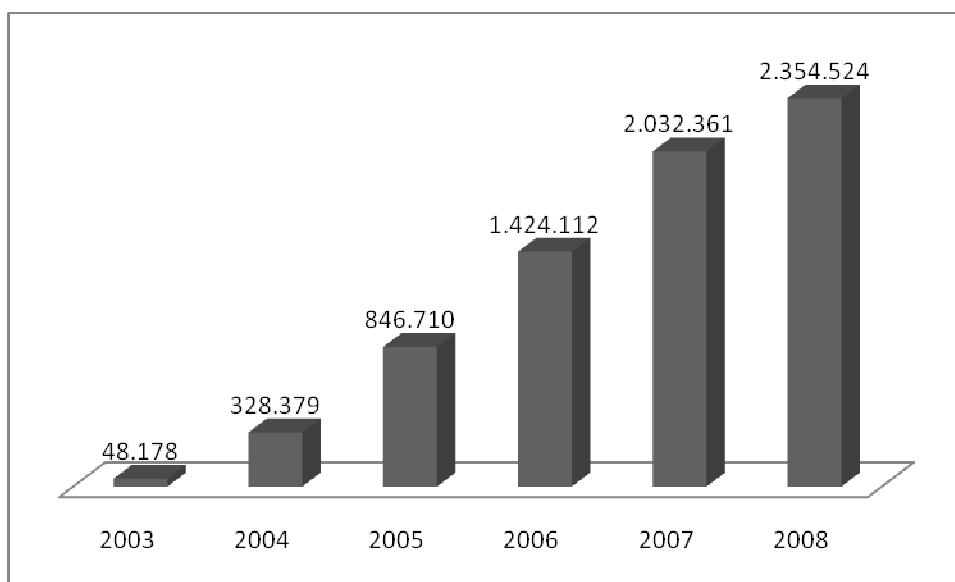
Segundo Carvalho (2001), por um lado a mudança de perfil da agroindústria sucroalcooleira está capacitando o setor a enfrentar um novo ambiente econômico, mas por

---

<sup>7</sup> Ver Lima e Sicsú (1998).

outro exige o afastamento dos agentes menos competitivos, resultando em diminuição do emprego tanto no segmento agrícola como no industrial.

De acordo com Santos, Santos e Vidal (2007), nos anos pós 2000, houve uma série de eventos favoráveis ao bom desempenho do setor sucroalcooleiro do Brasil, entre os quais está o advento do carro *flex fuel*<sup>8</sup> em 2003. A figura 2.1 mostra a crescente evolução nas vendas de automóveis *flex fuel* no Brasil no período de 2003 a 2008, que vem favorecendo a produção de álcool hidratado. No ano de 2008, a produção de veículos *flex fuel* teve uma participação de 70% do total de automóveis novos fabricados no Brasil, conforme dados da ANFAVEA.



Fonte: ANFAVEA.

Nota: Trata-se do total de veículos: automóveis e comerciais leves.

**Figura 2.1 - Vendas no mercado interno de veículos *flex fuel* no Brasil: 2003-2008**

Consoante Santos, Santos e Vidal (2007), além do advento do *flex fuel*, outros fatores que favorecem o setor sucroalcooleiro são: a reestruturação produtiva; preocupação com questões sociais e ambientais; consolidação da tecnologia brasileira; co-geração de energia através do bagaço da cana; aproveitamento total da cana-de-açúcar; aumento da produtividade e proibição dos subsídios. Porém, segundo esses autores, o resultado é de crescimento

<sup>8</sup> Carro bicombustível, com motor que permite o uso de gasolina ou álcool em qualquer concentração desses combustíveis (BRASIL, 2007).

desordenado, sem política de estoques reguladores, implicando em elevação dos preços na entressafra.

Uma das características do setor sucroalcooleiro brasileiro é que a maioria das unidades fabrica açúcar e álcool, podendo direcionar a produção de cana-de-açúcar para o produto que apresente melhores sinais de mercado. Conforme Santos, Santos e Vidal (2006), em média 55% da cana-de-açúcar nacional é destinada à produção de álcool e 45% à produção de açúcar. Outra característica é que a produção sucroalcooleira ocorre durante todo o ano, pois as duas principais regiões produtoras (Centro-Sul e Norte-Nordeste) possuem safras em períodos distintos. A safra da região Centro-Sul compreende os meses de maio a dezembro e a safra da região Norte-Nordeste dá-se nos meses de setembro a março (VIDAL, SANTOS E SANTOS, 2006).

De acordo com dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, em julho de 2008, o segmento da agroindústria canavieira no Brasil contava com 396 unidades produtoras de açúcar e álcool em atividade, sendo 315 na região Centro-Sul e 81 unidades no Norte-Nordeste (BRASIL, 2008).

Segundo dados da safra 2008/2009, o setor sucroalcooleiro movimentou 51 bilhões de reais, gerando 4,5 milhões de empregos diretos e indiretos. Além disso, a capacidade de moagem corresponde a 560 milhões de toneladas de cana utilizadas para produzir 32 milhões de toneladas de açúcar e 27 bilhões de litros de álcool. A exportação de açúcar foi de 9 bilhões de dólares e a exportação de álcool de 2,2 bilhões de dólares. Destaca-se também que o setor sucroalcooleiro recolhe 13 bilhões em impostos e taxas e seu investimento anual é de 6 bilhões de reais (JORNALCANA, 2009).

O plano brasileiro de agroenergia do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, para 2006-2011, mostra a importância do etanol de cana-de-açúcar para a matriz energética e inclui ações, tais como: aumento da produtividade da cana-de-açúcar; desenvolvimento de tecnologias que eliminem ou diminuam os impactos da produção de cana no meio-ambiente; melhoramento do processo de co-geração de energia através da biomassa da cana; aumento da produção de álcool e; melhoramento dos motores para uso de álcool carburante (BRASIL, 2006).

Porém, o objetivo prioritário deste plano brasileiro de agroenergia é aumentar a competitividade para o agronegócio brasileiro e fornecer suporte para políticas públicas que promovam inclusão social, desenvolvimento regional, através da redução das disparidades regionais, e sustentabilidade ambiental. Assim, uma das diretrizes desse plano está em estimular uma desconcentração regional da produção de cana-de-açúcar.

Alguns trabalhos<sup>9</sup> sobre o setor sucroalcooleiro do Brasil mostram as disparidades existentes entre as regiões Norte-Nordeste e Centro-Sul do Brasil. Tais diferenças abrangem as condições físicas, produtividade agrícola e industrial, custos de produção, nível econômico e aspectos culturais de cada região.

O trabalho de Satolo e Diehl (2008) avalia a influência de aspectos regionais e nacionais sobre o crescimento da produção brasileira de cana-de-açúcar entre as safras 1990/91 e 2004/05. Os aspectos regionais são representados pelo crescimento da produtividade nos 10 principais estados produtores de cana-de-açúcar no Brasil<sup>10</sup> e os aspectos nacionais pela evolução dos preços praticados no setor.

Os resultados apresentados por Satolo e Diehl (2008) apontam que a evolução da produção de cana-de-açúcar nos estados analisados não apresentou uma relação significativa com o nível de preço do açúcar e do álcool, exceto para Pernambuco e Mato Grosso. No entanto, a influência da produtividade foi significativa em todos os estados analisados. Constatou-se que aumentos de produtividade em Alagoas, Paraíba, Pernambuco, Minas Gerais, Paraná, Mato Grosso e Goiás podem levar a um aumento mais que proporcional na produção. Mas, em São Paulo, Rio de Janeiro e Mato Grosso do Sul, os ganhos na produção podem ser menos que proporcionais. Portanto, os autores concluem que os aspectos regionais foram mais importantes que os nacionais para explicar o crescimento recente da produção de cana-de-açúcar no Brasil.

A agroindústria canavieira de São Paulo é considerada a mais dinâmica do Brasil devido à maior proximidade dos grandes centros consumidores do país, às condições edafoclimáticas mais favoráveis em relação ao Nordeste e a uma maior concentração econômica, de acordo com Szmrecsányi (1979).

---

<sup>9</sup> Barros (1996), Lima e Sicsú (1998), Santos et al. (2007), Albanez et al. (2008), entre outros.

<sup>10</sup> São eles: São Paulo, Alagoas, Paraná, Pernambuco, Minas Gerais, Goiás, Mato Grosso, Rio de Janeiro, Mato Grosso do Sul e Paraíba.

Para Lima e Sicsú (1998), além das condições físicas no Nordeste serem menos favoráveis que na região Centro-Sul, fatores como o conservadorismo e a menor preocupação com adoção de novas tecnologias para redução de custos conferem maiores dificuldades ao setor sucroalcooleiro nordestino. Porém, Vidal, Santos e Santos (2006) mostram que o setor sucroalcooleiro do Nordeste apresenta competitividade no mercado externo, pois seu custo de produção está acima apenas do obtido no Centro-Sul do Brasil.

Segundo Barros (1996), a origem da diferença de custos entre essas regiões está na produtividade agrícola, que é maior no Centro-Sul. Assim, esse fator implica que os custos de produção tendem a ser mais elevados na região de menor produtividade, que é a região Norte-Nordeste.

Albanez, Bonízio e Ribeiro (2008) apresentam as diferenças entre os custos de produção de açúcar e álcool verificados no Nordeste e em São Paulo. De acordo com dados de 2004, o custo de produção de açúcar no Nordeste foi de 150 dólares por tonelada e, em São Paulo, esse custo foi de 130 dólares por tonelada. O custo de produção do álcool anidro, em 2004, foi de 0,18 dólares por litro na região Norte-Nordeste e de 0,15 dólares por litro na região Centro-Sul.

Esse diferencial de custo de produção entre as principais regiões produtoras de açúcar e álcool no Brasil também pode ser atribuído a fatores como infra-estrutura (sistemas de transporte e comunicação) e carga tributária, que possivelmente influenciam os custos de transação entre diferentes regiões do setor sucroalcooleiro.

Quanto à estrutura física, o transporte de açúcar e álcool no mercado interno é feito principalmente por rodovias (VIAN e MARIN, 2008). Segundo Carvalho e Caixeta Filho (2007), o custo de transportes tem um peso considerável no preço final do açúcar, portanto, deve ser levado em consideração no processo de planejamento e investimento por parte dos agentes do setor. Ainda conforme estes autores, na safra 2004/05, houve períodos em que o frete do açúcar chegou a representar aproximadamente 10,5% do valor final do produto.

Conforme Souza (2006) o sistema de transporte do álcool no Brasil é o mesmo utilizado para a gasolina. Dessa forma, o álcool primeiramente é transportado das usinas/destilarias para as distribuidoras, e desta para os postos de combustíveis a fim de atender o consumidor final.

Campos Filho e Santos (2009) discutem a situação precária das rodovias no estado de Minas Gerais, onde se encontra a maior malha rodoviária federal do país. Os autores alertam para a necessidade de construção e reforma das estradas e de parcerias público-privadas que contribuam para a melhora do escoamento da produção de açúcar e de álcool entre as regiões.

Como a produção de açúcar e álcool no Brasil provém da cana-de-açúcar, a maior parte dos custos envolvidos está no segmento agrícola, que, para Santos, Santos e Vidal (2007), representa aproximadamente 60% dos custos de produção. Conforme trabalho de Eid (1996), a estrutura de custos do álcool hidratado, em 1986 no estado de São Paulo, apresentava-se da seguinte forma: 59,39% de custos agrícolas, 35,76% de custos industriais e 4,85% de custos administrativos indiretos, impostos e taxas. Dentro do percentual de custos agrícolas, tem-se que os maiores custos se referem ao corte da cana (21%) e ao transporte da cana às usinas/destilarias (10,52%).

De acordo com Santos, Santos e Vidal (2007), o custo de transporte da cana-de-açúcar está diretamente relacionado com a distância da unidade rural à industrial, podendo inviabilizar a comercialização quanto maior for essa distância. De acordo com a pesquisa feita por esses autores, constatou-se que a distância ideal entre a propriedade rural e a usina/destilaria seria de 20 km a 30 km, considerando que a capacidade dos veículos aumentou com o uso dos treminhões. Há casos em que a agroindústria assume o custo de frete quando a distância excede os 30 km e, no Nordeste, algumas agroindústrias assumem o custo total do frete devido à concorrência pela cana entre as agroindústrias.

Com relação à carga tributária que incide sobre os produtos sucroalcooleiros, há algumas diferenças, pois conforme Bragato e Marjotta-Maistro (2009) a alíquota sobre o álcool anidro é de 3,65% referente ao PIS (Programa de Integração Social) e Cofins (Contribuição para o financiamento da seguridade social). No caso do álcool hidratado e do açúcar, além destes impostos, tem-se o ICMS (Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços).

Quanto ao ICMS, há significativas diferenças entre os estados produtores de açúcar e álcool no Brasil. Consoante a União da Indústria da Cana-de-açúcar (ÚNICA)<sup>11</sup> o estado de São Paulo possui uma alíquota de 12%, ou seja, a menor do país. O estado de Alagoas tem ICMS de 27%, o maior verificado dentre os principais produtores de açúcar e álcool. Já o

---

<sup>11</sup> Disponível em: < <http://www.unica.com.br/dadosCotacao/mapaConsumidor/>>.

estado do Paraná possui um ICMS de 18%, Goiás apresenta alíquota de 26% e os demais estados como Pernambuco, Paraíba, Minas Gerais e Mato Grosso têm ICMS de 25%.

Os fatores apresentados que contribuem para as diferenças entre as regiões produtoras de açúcar e álcool no Brasil podem impedir a expansão e desconcentração do setor no país. Dessa forma, é importante detectar esses diferenciais entre as regiões, principalmente no que diz respeito a custos de produção, de transporte e tributários, para apontar sugestões de políticas de forma a dirimir tais diferenças.

## **2.2 PRODUÇÃO DE AÇÚCAR E ÁLCOOL EM MERCADOS ESPACIALMENTE SEPARADOS NO BRASIL**

A produção brasileira de açúcar e álcool é realizada em mercados espacialmente separados, localizados principalmente nos estados de Alagoas, Pernambuco e Paraíba, no Nordeste; e São Paulo, Paraná, Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, que fazem parte da região Centro-Sul do Brasil. Conforme Santos, Santos e Vidal (2007), estas duas regiões canavieiras apresentam diferenças edafoclimáticas, tecnológicas, culturais e econômicas, no entanto, a diferença de competitividade é extensiva a cada estado do país. De acordo com Volpato (2007), a produção nas duas regiões é essencial, pois as safras ocorrem em períodos distintos, garantindo a produção de açúcar e álcool o ano inteiro. Segundo a mesma autora, esta é uma das vantagens competitivas do setor sucroalcooleiro do Brasil.

Conforme Santos, Santos e Vidal (2007), Santos, Santos e Vidal (2006) e Vidal, Santos e Santos (2006), o crescimento da produção na Zona da Mata nordestina depende do aumento dos níveis de produtividade por meio da ampliação da área irrigada e do aumento do rendimento industrial. Estes autores ainda consideram a possibilidade de ampliação da fronteira da cana-de-açúcar no Nordeste para os estados do Maranhão e Piauí.

Vian (2003) afirma que, a partir da implantação do Proálcool na primeira metade da década de 1970, houve uma expansão geográfica da produção de cana-de-açúcar e álcool no



Brasil, passando a se desenvolver no Noroeste e Oeste de São Paulo<sup>12</sup>, na região Centro-Oeste (em Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul), no Triângulo Mineiro e no estado do Paraná. Na década de 1990, estas regiões passaram a produzir açúcar e a exportar por novas rotas de transporte<sup>13</sup>. Esta expansão da cultura canavieira para outras regiões deu início a um processo de diminuição da concentração econômica e financeira do setor sucroalcooleiro no Brasil.

O Proálcool propiciou a expansão da produção sucroalcooleira no estado do Paraná, assim como aconteceu em outros estados do Brasil (CARVALHEIRO, 2005). Porém, de acordo com Rissardi Júnior e Shikida (2007), não era objetivo do Proálcool transformar o Paraná em uma monocultura da cana-de-açúcar, pois devido às razões edafoclimáticas a atividade canavieira ocupa pouco mais de 2% das terras disponíveis para agricultura e está concentrada na faixa norte deste estado. Apesar desse fato, o setor sucroalcooleiro no Paraná atualmente se constitui um dos pilares de sua economia.

Conforme Campos Filho e Santos (2009), em meados da década de 1990, grandes grupos sucroalcooleiros do Nordeste expandiram suas atividades para a região do Triângulo Mineiro, no estado de Minas Gerais. Estes grupos foram atraídos por condições mais favoráveis em relação ao clima e ao solo, além da proximidade com São Paulo. Outros grupos de origem paulista também têm se instalado nesta região, com o intuito de expandir suas atividades para fora do estado de São Paulo. Segundo os mesmos autores, o Triângulo Mineiro é responsável por 70% da colheita de cana-de-açúcar em Minas Gerais.

No estado de Goiás, as atividades canavieiras e sucroalcooleiras foram introduzidas por migrantes paulistas, que encontraram nesta região condições edafoclimáticas propícias para o cultivo da cana-de-açúcar e um ambiente econômico estimulador a mudanças tecnológicas. A expansão da lavoura canavieira e intensificação da produção de álcool em Goiás também se deram em meados da década de 1970, estimulados pelo Proálcool. Na década de 1990, o estado de Goiás teve uma expressiva modernização tecnológica nos segmentos agrícola e industrial, refletindo diretamente no aumento de produtividade no setor (FERREIRA, 2009).

---

<sup>12</sup> No Noroeste de São Paulo destaca-se Ribeirão Preto e no oeste paulista tem-se Araçatuba como produtores de açúcar e álcool.

<sup>13</sup> Essas novas rotas eram as hidrovias do Paraná-Paraguai, Madeira e Tietê (VIAN, 2003).

Vieira Júnior et al. (2008) afirmaram que o estado de Goiás tem a maior produção de cana-de-açúcar da região Centro-Oeste, mesmo com área colhida menor que o Mato Grosso<sup>14</sup>. Além disto, Goiás possui uma logística privilegiada para escoamento da produção e rendimento agrícola superior aos estados do Mato Grosso e Mato Grosso do Sul.

Dessa forma, o Centro-Oeste do Brasil representa uma importante fronteira agrícola para a cana-de-açúcar, pois é uma região que oferece condições de expansão da atividade canavieira e disponibilidade de terras a serem ocupadas por esta cultura (VIEIRA JÚNIOR et al., 2008).

A expansão do setor sucroalcooleiro para diversos estados do país gera a necessidade de mais investimentos em infra-estrutura para escoamento da produção de açúcar e álcool tanto para o mercado interno como para o mercado externo. Ademais, torna-se também necessária a equalização da tributação entre os estados produtores de açúcar e álcool, para que se amplie a participação de mercado de cada estado, principalmente para o álcool combustível (CAMPOS FILHO e SANTOS, 2009).

Para ilustrar a evolução do setor sucroalcooleiro no Brasil, as tabelas 2.1, 2.2 e 2.3 apresentam evidências sobre a produção de açúcar, de álcool anidro e de álcool hidratado nas principais regiões produtoras do país entre as safras 2003/2004 e 2007/2008, período que esta pesquisa se propõe a estudar.

A tabela 2.1 mostra a produção de açúcar por estado e por região, da safra 2003/2004 a 2007/2008. No Brasil, o estado de São Paulo é o que apresenta a maior produção de açúcar, com uma participação média de 63% no total de açúcar produzido ao longo destas safras. Ademais, segundo dados da ÚNICA, na safra 2007/2008 as duas principais regiões produtoras de açúcar de São Paulo produziram 7.562.994 toneladas, sendo que Ribeirão Preto produziu 6.136.000 toneladas e Araçatuba 1.426.994 toneladas de açúcar. Portanto, Ribeirão Preto e Araçatuba representaram cerca de 40% da produção de açúcar deste estado na safra 2007/2008.

Como foi dito anteriormente, a cultura canavieira sempre teve grande importância no Brasil, bem como na região Nordeste, sendo os estados de Alagoas e Pernambuco os mais

---

<sup>14</sup> Os autores consideram dados do IBGE para a produção de cana-de-açúcar, por estado, nos anos de 1970,1980,1990,1995 e 2005.

tradicionais nesse setor. Após a saída do Estado no setor sucroalcooleiro, o Nordeste enfrenta desafios para manter sua competitividade frente à região Centro-Sul<sup>15</sup>.

Os principais produtores de açúcar na região Norte-Nordeste são: Alagoas, com uma participação média de 54% da produção de açúcar desta região; em seguida, tem-se o estado de Pernambuco, com uma participação média de 32% da produção de açúcar da região Norte-Nordeste, conforme dados da tabela 2.1.

Na safra 2005/2006 houve uma queda na produção de açúcar devido à estiagem ocorrida no Nordeste nesse período (SINDAÇÚCAR – AL, 2008). Na tabela 2.1, percebe-se a redução da produção de açúcar da safra 2004/2005 para 2005/2006, para todos os estados do Norte-Nordeste, que acarretou em diminuição de 15,7% da produção de açúcar desta região.

Na região Centro-Sul, houve redução de 0,42% da produção de açúcar da safra 2004/2005 para 2005/2006 e, no Brasil, esse percentual foi de queda de 3%. Isto mostra a influência de um fator climático adverso na região Nordeste que impactou negativamente a produção de açúcar na safra 2005/2006. Porém, na safra seguinte (2006/2007), o Norte-Nordeste volta a ter crescimento na produção de açúcar em 7,3% em relação à safra anterior (TAB.2.1).

Portanto, pode-se observar na tabela 2.1 que os principais produtores de açúcar do Brasil, das safras 2003/2004 a 2007/2008, são os estados de São Paulo, Alagoas, Paraná, Minas Gerais e Pernambuco.

Vale salientar que no mercado interno, os tipos de açúcar produzidos são: cristal, refinado amorfo, demerara, orgânico e açúcar líquido. Já o açúcar VHP (*Very High Polarization*) e o açúcar refinado granulado são destinados ao mercado externo (RODRIGUES E MORAES, 2007).

---

<sup>15</sup> Como discutem Lima e Sicsú (1998).

**Tabela 2.1 - Produção de Açúcar no Brasil (toneladas) – Safras 2003/2004 a 2007/2008**

<b>ESTADOS</b>	<b>SAFRAS</b>				
	<b>03/04</b>	<b>04/05</b>	<b>05/06</b>	<b>06/07</b>	<b>07/08</b>
SÃO PAULO	15.171.854	16.494.931	16.833.595	19.503.032	19,107,894
ALAGOAS	2.495.535	2.388.716	2.103.943	2.136.900	2.509.109
PARANÁ	1.865.409	1.814.018	1.503.421	2.178.077	2,510,547
PERNAMBUCO	1.392.567	1.464.335	1.215.389	1.357.300	1.470.637
MINAS GERAIS	1.346.598	1.664.693	1.741.649	1.909.516	2,117,696
GOIÁS	668.185	729.760	749.836	766.125	952,312
MATO GROSSO	579.401	566.728	520.989	540.200	536,234
MATO GROSSO DO SUL	402.878	411.912	400.857	576.130	616,170
RIO DE JANEIRO	331.747	347.084	286.203	262.104	243,472
R. G. NORTE	173.616	233.847	175.340	259.000	174.068
PARAÍBA	168.151	165.945	115.843	154.000	164.298
BAHIA	172.105	170.048	117.485	115.700	102.524
ESPÍRITO SANTO	54.405	56.006	48.260	48.949	86,823
SERGIPE	68.882	74.491	65.060	50.400	94.061
AMAZONAS	17.455	17.170	14.151	15.700	16.185
MARANHÃO	11.118	11.881	11.619	2.700	13.075
CEARÁ	5.887	6.225	2.076	1.500	0
PIAUI	0	3.431	7	0	22.255
PARÁ	0	0	0	5.100	22.805
<b>CENTRO-SUL</b>	<b>20.420.477</b>	<b>22.085.132</b>	<b>22.084.810</b>	<b>25.784.133</b>	<b>26.171.148</b>
<b>NORTE-NORDESTE</b>	<b>4.505.316</b>	<b>4.536.089</b>	<b>3.820.913</b>	<b>4.098.300</b>	<b>4.589.017</b>
<b>BRASIL</b>	<b>24.925.793</b>	<b>26.621.221</b>	<b>25.905.723</b>	<b>29.882.433</b>	<b>30.760.165</b>

Fonte: ÚNICA.

Nota: Os dados da safra 2007/2008 não estão finalizados para a Região Norte-Nordeste. Os valores referem-se à posição em 01/07/2008.

Em relação ao álcool, existem três tipos produzidos no Brasil: o álcool anidro para misturar à gasolina; o álcool hidratado para uso exclusivo em carros movidos a álcool ou *flex fuel*; e o álcool para outros fins, voltado para a indústria química, de bebidas finas e farmacêutica (SINDAÇÚCAR-PE, 2008).

Conforme mostra Tedeschi (2006), a diferença entre o álcool anidro e o álcool hidratado é que o primeiro deve conter no mínimo 99,3% de álcool e o último deve ter no máximo 96% deste. Além disso, o custo de produção do álcool anidro é cerca de 8% maior que o de hidratado, devido a sua produção ser mais complexa.

A proporção de álcool anidro à gasolina teve sua redução de 25% para 20%, aprovada em março de 2006 pelo Conselho Interministerial de Açúcar e Álcool (PIRES, 2006). Este fato pode explicar a redução da produção de álcool anidro na safra 2005/2006, juntamente com o fato da estiagem ocorrida no período. No entanto, em novembro de 2006, a proporção de álcool à gasolina aumenta para 23% e, a partir de julho de 2007, voltou a atingir 25%.

A distribuição espacial da produção de álcool anidro e hidratado no Brasil é mostrada nas tabelas 2.2 e 2.3, para as safras 2003/2004 a 2007/2008. Observa-se que São Paulo também possui maior participação na produção de álcool anidro e hidratado do Brasil, seguido do estado do Paraná. No estado de São Paulo, conforme dados da ÚNICA, a região de Ribeirão Preto produziu 4.195.000 m<sup>3</sup> de álcool anidro e hidratado na safra 2007/2008, sendo a principal produtora paulista. Já a região de Araçatuba produziu 1.215.491 m<sup>3</sup> de álcool anidro e hidratado na mesma safra.

Na região Norte-Nordeste, os principais estados produtores de álcool anidro são Alagoas, que na safra 2007/2008 obteve uma participação de aproximadamente 38%, e Pernambuco cerca de 18%. Em relação ao álcool hidratado, nesta mesma safra, Alagoas deteve 42% da produção da região, seguido do estado de Pernambuco com uma parcela de 24,5%.

**Tabela 2.2 – Produção de Álcool Anidro no Brasil (m³) – Safras 2003/2004 a 2007/2008**

ESTADOS	SAFRAS				
	03/04	04/05	05/06	06/07	07/08
SÃO PAULO	5.943.156	5.316.070	5.157.492	5.264.308	4.946.431
PARANÁ	488.704	424.671	347.129	426.640	379.162
MATO GROSSO	479.088	443.120	296.071	313.650	382.194
MINAS GERAIS	387.378	357.134	396.585	600.855	576.995
GOIÁS	373.058	360.228	375.291	382.462	463.915
ALAGOAS	281.282	276.449	212.334	270.665	383.233
MATO GROSSO DO SUL	219.751	207.177	184.340	207.153	214.211
PERNAMBUCO	212.002	278.924	207.102	200.589	179.496
PARAÍBA	126.603	156.672	108.759	136.429	149.434
ESPÍRITO SANTO	121.669	156.845	166.447	119.652	175.059
MARANHÃO	84.256	87.190	116.561	107.899	123.045
R. G. NORTE	45.880	48.109	50.811	53.367	9.612
RIO DE JANEIRO	39.621	61.230	50.935	29.429	26.954
PARÁ	30.696	42.230	34.531	42.698	26.276
BAHIA	30.665	45.103	84.147	65.324	85.991
SERGIPE	30.215	28.172	19.306	31.243	29.951
PIAUÍ	18.026	15.126	26.597	39.202	26.644
TOCANTINS		0	4.108	9.442	-
<b>CENTRO-SUL</b>	<b>8.052.425</b>	<b>7.326.475</b>	<b>6.974.290</b>	<b>7.344.149</b>	<b>7.164.921</b>
<b>NORTE-NORDESTE</b>	<b>859.625</b>	<b>977.975</b>	<b>864.256</b>	<b>956.858</b>	<b>1.013.682</b>
<b>BRASIL</b>	<b>8.912.050</b>	<b>8.304.450</b>	<b>7.838.546</b>	<b>8.301.007</b>	<b>8.178.603</b>

Fonte: UNICA.

Nota: Os dados da safra 2007/2008 não estão finalizados para a Região Norte-Nordeste. Os valores referem-se à posição em 01/07/2008.

**Tabela 2.3 – Produção de Álcool Hidratado no Brasil (m³) – Safras 2003/2004 a 2007/2008**

ESTADOS	SAFRAS				
	03/04	04/05	05/06	06/07	07/08
SÃO PAULO	2.885.197	3.791.387	4.827.784	5.645.705	8.398.776
PARANÁ	735.306	784.997	692.703	892.264	1.480.184
ALAGOAS	444.234	410.716	333.712	333.512	469.674
MINAS GERAIS	411.874	446.441	562.317	690.590	1.199.765
MATO GROSSO	313.081	371.547	474.501	443.601	512.184
GOIÁS	273.286	356.709	353.244	439.094	749.818
MATO GROSSO DO SUL	260.820	326.403	311.251	433.690	662.562
PERNAMBUCO	166.259	135.919	120.957	118.349	274.327
PARAÍBA	151.160	181.275	158.819	178.685	187.782
RIO DE JANEIRO	68.313	101.644	84.601	58.026	93.320
ESPÍRITO SANTO	62.290	80.929	68.513	53.540	77.211
R. G. NORTE	48.990	41.354	22.838	24.466	39.632
SERGIPE	31.851	36.113	28.634	22.590	18.742
BAHIA	18.985	17.920	19.128	28.638	54.544
R. G. SUL	6.045	4.823	3.338	5.686	6.818
MARANHÃO	5.609	8.715	22.287	20.570	47.119
AMAZONAS	4.375	4.671	6.009	5.650	8.264
PARÁ	4.316	6.175	8.194	9.120	9.528
PIAUÍ	4.347	4.327	8.486	11.299	9.525
CEARÁ	317	153	1.022	1.002	571
TOCANTINS	-	0	110	2.125	-
<b>CENTRO-SUL</b>	<b>5.016.212</b>	<b>6.264.880</b>	<b>7.378.252</b>	<b>8.662.196</b>	<b>13.180.638</b>
<b>NORTE-NORDESTE</b>	<b>880.443</b>	<b>847.338</b>	<b>730.196</b>	<b>756.006</b>	<b>1.119.708</b>
<b>BRASIL</b>	<b>5.896.655</b>	<b>7.112.218</b>	<b>8.108.448</b>	<b>9.418.202</b>	<b>14.300.346</b>

Fonte: ÚNICA.

Nota: Os dados da safra 2007/2008 não estão finalizados para a Região Norte-Nordeste. Os valores referem-se à posição em 01/07/2008.

Ao longo das safras 2003/2004 a 2007/2008, os estados de São Paulo, Minas Gerais e Paraná detêm a maior participação na produção de álcool anidro e hidratado na região Centro-Sul, bem como no Brasil. No estado do Paraná, a produção de álcool hidratado é superior à produção de anidro para todas as safras, de acordo com as tabelas 2.2 e 2.3. Em São Paulo, a partir da safra 2006/2007, a produção de álcool hidratado supera a produção de álcool anidro. Uma possível explicação para a elevação da produção de álcool hidratado no Brasil é o advento do carro *flex fuel*, que começou a ser produzido em 2003 e a partir de então tem tido uma trajetória de crescimento em suas vendas.

### **2.3 FORMAÇÃO E EVOLUÇÃO DOS PREÇOS DE AÇÚCAR E ÁLCOOL EM MERCADOS ESPACIALMENTE SEPARADOS NO BRASIL**

O presente tópico apresenta uma discussão sobre a formação, comportamento e evolução dos preços<sup>16</sup> do açúcar, do álcool anidro e do álcool hidratado para os principais estados produtores de cada região do país, além de algumas evidências empíricas de trabalhos realizados na área. A análise do comportamento dos preços se configura em uma ferramenta importante que pode gerar parâmetros de interesse para produtores, analistas de mercado e formuladores de políticas, pois proporciona uma melhor compreensão do funcionamento do mercado.

Os preços no mercado de açúcar são formados nos padrões dos mercados concorrenciais desde a desregulamentação do setor sucroalcooleiro. Desse modo, o comportamento dos preços é determinado pela interação entre oferta e demanda de açúcar, ao invés de o ser através de intervenção governamental. A oferta de açúcar no Centro-Sul é concentrada no período da safra de cana-de-açúcar dessa região (de maio a dezembro) enquanto o consumo doméstico e industrial ocorre ao longo do ano. Devido a essa falta de ajustamento entre oferta e demanda o preço tende a sofrer oscilações durante o ano, sendo mais elevado nos meses de entressafra (BACCHI E ALVES, 2004). Mecanismo semelhante também é observado na região Nordeste, como pode ser visto a seguir através dos índices

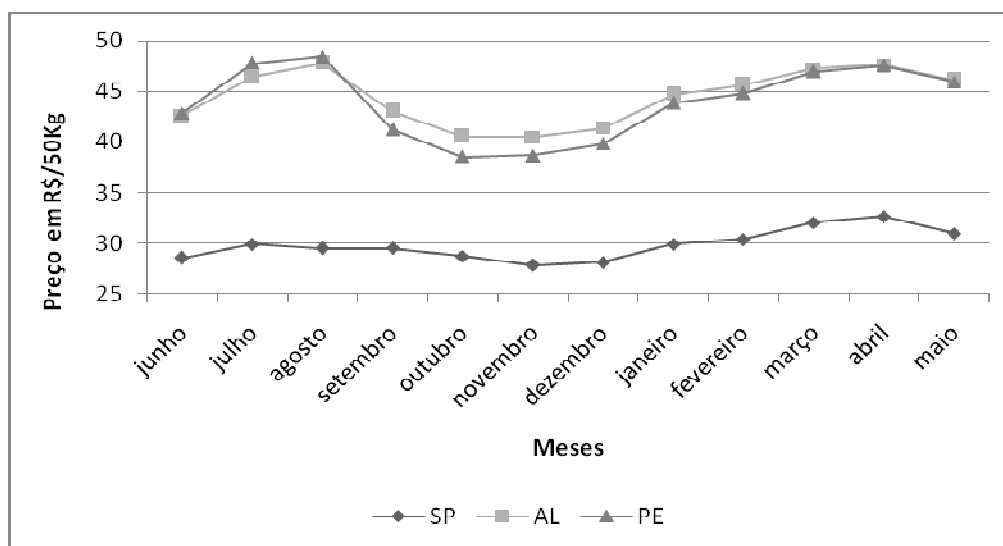
---

<sup>16</sup> Todos os preços foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas (FGV), sendo junho de 2007 o mês base.



sazonais para o açúcar, álcool anidro e álcool hidratado, nos principais produtores de cada região do Brasil.

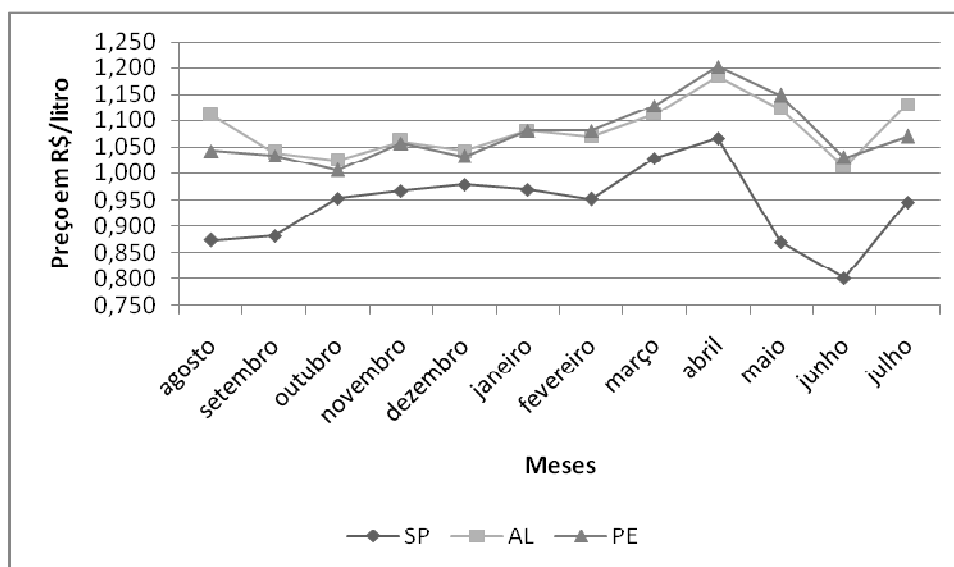
A figura 2.2 ilustra os índices sazonais de açúcar nos estados de São Paulo, Alagoas e Pernambuco, considerando os meses do ano-safra no período de junho de 2004 a junho de 2007. Pode-se observar que há um padrão sazonal bem definido para o preço do açúcar nestes estados, pois os índices confirmam que o preço é relativamente maior nos meses de entressafra, conforme figura 2.2. No caso de São Paulo os maiores valores do preço do açúcar são encontrados nos meses de fevereiro a abril, período de entressafra na região Centro-Sul. Enquanto que em Alagoas e Pernambuco são observados preços mais elevados nos meses de março a agosto, que é a entressafra de cana-de-açúcar no Nordeste.



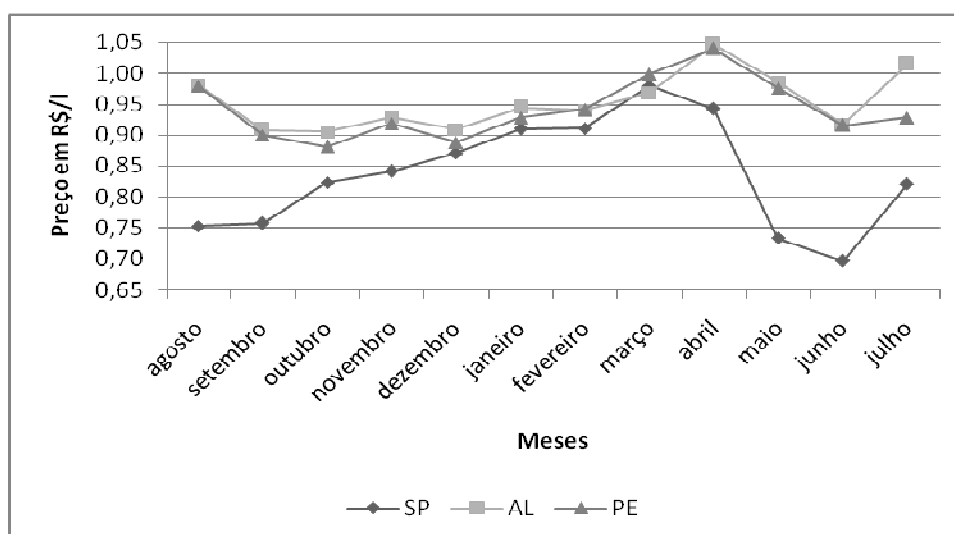
Fonte: UFPR, Cepea e Datagro.

**Figura 2.2 – Índices de sazonalidade do preço do açúcar (R\$/Sc.50Kg) nos estados de São Paulo, Alagoas e Pernambuco**

As figuras 2.3 e 2.4 mostram os índices sazonais para o álcool anidro e álcool hidratado, respectivamente, nos estados de São Paulo, Alagoas e Pernambuco, entre junho de 2004 e junho de 2007. Para o álcool anidro no estado de São Paulo, os índices sazonais mostram que o maior preço é verificado no mês de abril, que é considerado ainda entressafra de cana-de-açúcar no Centro-Sul, e o menor preço é observado em junho, período de safra na referida região. Nos casos de Alagoas e Pernambuco, o padrão sazonal do álcool anidro mostra uma tendência de preços mais elevados em abril, que compreende a entressafra de cana-de-açúcar da região Nordeste.



**Figura 2.3 – Índices de sazonalidade do preço do álcool anidro (R\$/litro) nos estados de São Paulo, Alagoas e Pernambuco**



**Figura 2.4 – Índices de sazonalidade do preço do álcool hidratado (R\$/litro) nos estados de São Paulo, Alagoas e Pernambuco**

Na figura 2.4 podem ser observados os índices sazonais para os preços do álcool hidratado em São Paulo, Alagoas e Pernambuco, cujo comportamento se assemelha ao do álcool anidro, visto na figura anterior. Para o álcool hidratado também se confirma que os preços mais elevados são verificados nos meses de entressafra das diferentes regiões.

Durante o processo de desregulamentação do setor sucroalcooleiro, os preços da cana-de-açúcar e seus principais produtos foram sendo gradualmente liberados. Conforme Marjotta-Maistro (2002) e Alves (2002), o preço do açúcar no mercado interno deixou de ser tabelado no início da década de 1990 e as exportações de açúcar foram liberadas a partir de 1994. Em 1997, o preço do álcool anidro deixou de ser tabelado, no ano de 1998, o governo liberou o preço da cana-de-açúcar e, em 1999, do álcool hidratado.

Dentre as mudanças ocorridas pós 1990, está também a formação dos preços da cana-de-açúcar, que passou a seguir o sistema de remuneração da tonelada de cana pela qualidade (Consecana-SP)<sup>17</sup>. Este conselho criou um sistema de pagamento da cana-de-açúcar pelo teor de sacarose, para avaliar a qualidade da cana-de-açúcar entregue pelos plantadores às indústrias e para determinar o preço a ser pago ao produtor rural. Pelo sistema Consecana, o valor da cana-de-açúcar está baseado no Açúcar Total Recuperável<sup>18</sup> (ATR) e nos preços do açúcar e álcool vendidos pelas usinas nos mercados interno e externo (UNICA, 2008).

De acordo com Burnquist, Bacchi e Marjotta-Maistro (2002), esse novo sistema de pagamento foi iniciado em 1997 e passou a ser adotado por várias unidades industriais na safra 1998/1999. Assim, após a consolidação do sistema Consecana em São Paulo, outros estados como Paraná, Alagoas e Pernambuco também passaram a adotar sistemática semelhante para o pagamento de cana aos fornecedores.

Como discutido anteriormente, há fatores que afetam a formação dos preços do açúcar e do álcool no Brasil, tais como, custos de produção, custo de transporte e aspectos tributários. Para Carvalho e Caixeta Filho (2007), o custo de transporte deve ser levado em consideração no processo de planejamento e investimento por parte dos agentes do setor, pois representa expressiva parcela do preço final do açúcar. Além disso, os diferenciais de ICMS entre os estados produtores de açúcar e álcool contribuem para que alguns destes tenham menor competitividade.

Segundo Siamig (2007), devido a elevadas alíquotas de ICMS, o álcool não apresenta preço competitivo, levando os consumidores a preferirem o uso da gasolina. Tem-se ainda que o diferencial de preços entre os estados de São Paulo e Minas Gerais tem causado distorções

---

<sup>17</sup> Conselho dos Produtores de Cana-de-Açúcar, Açúcar e Alcool de São Paulo.

<sup>18</sup> Corresponde à quantidade de açúcar disponível na matéria-prima subtraída das perdas no processo industrial.

no abastecimento e muitos consumidores do Triângulo Mineiro compram o álcool em cidades do estado de São Paulo.

Alguns dos trabalhos que estudam a agroindústria sucroalcooleira no contexto do comportamento dos preços do açúcar e do álcool são os de Sordi (1997), Dias e Sordi (1999), Marjotta-Maistro (2002), Alves (2002), Bacchi e Alves (2004), Elobeid e Tokgoz (2006), Silva Júnior, Lima e Sampaio (2007) e Balcome e Rapsomanikis (2008).

Conforme Sordi (1997), com a liberação total dos preços do álcool hidratado é eliminado o último subsídio sobre o produto, o custo de transporte. Assim, Sordi (1997) analisa os efeitos dos custos de transporte na liberação dos preços do álcool hidratado no Brasil. Este autor mostra a importância de se definir o formato da curva de demanda, pois se a curva de demanda for linear, o consumidor pagará metade da elevação dos custos e para uma curva de demanda exponencial, todo o aumento será absorvido pelo consumidor. Os resultados indicam que a curva de demanda do mercado do álcool hidratado possui um formato linear, mostrando que os preços devem variar em 50% do aumento dos custos de transporte.

Dias e Sordi (1999) investigam qual o tipo de função demanda que mais se adequa ao mercado de álcool hidratado no Brasil e verificam qual o comportamento que melhor descreve o setor no período de 1980 a 1995. Os resultados encontrados apontam que o mercado de álcool hidratado no Brasil é mais bem caracterizado por uma função de demanda linear e que o impacto de um imposto ambiental ou de um subsídio seria repassado em 50% ao preço final do produto. Outro resultado importante é que os consumidores mostraram-se mais sensíveis a variações na razão de preços entre álcool hidratado e gasolina<sup>19</sup> em detrimento de variações apenas nos preços do álcool hidratado.

Marjotta-Maistro (2002) estuda o ajustamento nos mercados de álcool e gasolina no Brasil no período de desregulamentação do setor sucroalcooleiro. A autora estima um modelo de ajuste pelo preço e outro modelo de ajuste pela quantidade. Alguns dos resultados deste trabalho mostram que os ajustes via preços foram pouco eficazes para influenciar alterações nas quantidades dos combustíveis. Além disso, o governo tendia a absorver os choques externos de preços, que não eram repassados para o varejo e para os consumidores finais.

---

<sup>19</sup> Os autores constataram este resultado através das elasticidades-razão dos preços do álcool hidratado e da gasolina.

Marjotta-Maistro (2002) conclui que os movimentos de preços do álcool e gasolina ainda refletem controle por parte do governo.

Bacchi e Alves (2004) analisam o processo de formação de preço do açúcar cristal empacotado ao varejo da região Centro-Sul do Brasil, no período de maio de 1998 a dezembro de 2002. Para tanto, utilizam o instrumental de co-integração e vetores autorregressivos com correção de erro (VEC). Os resultados deste trabalho indicam que os preços do açúcar cristal empacotado ao produtor e ao varejo apresentam relações de curto e longo prazos; a renda interna não se mostrou significativa na explicação do preço do mercado varejista do açúcar cristal empacotado, devido à essencialidade do produto e pequena participação nos gastos familiares. Então, os autores concluem que os choques nas variáveis que compõem o modelo são transmitidos rapidamente ao setor varejista e se caracterizam pela curta duração, desaparecendo o efeito do choque após o sexto mês.

Para ilustrar a evolução dos preços do açúcar, álcool anidro e álcool hidratado entre os principais produtores do país são apresentadas as figuras 2.5, 2.6 e 2.7. A figura 2.5 mostra a evolução dos preços mensais do açúcar, de junho de 2004 a junho de 2007<sup>20</sup>, nos principais estados produtores das regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste, a saber: São Paulo, Paraná, Alagoas e Pernambuco.

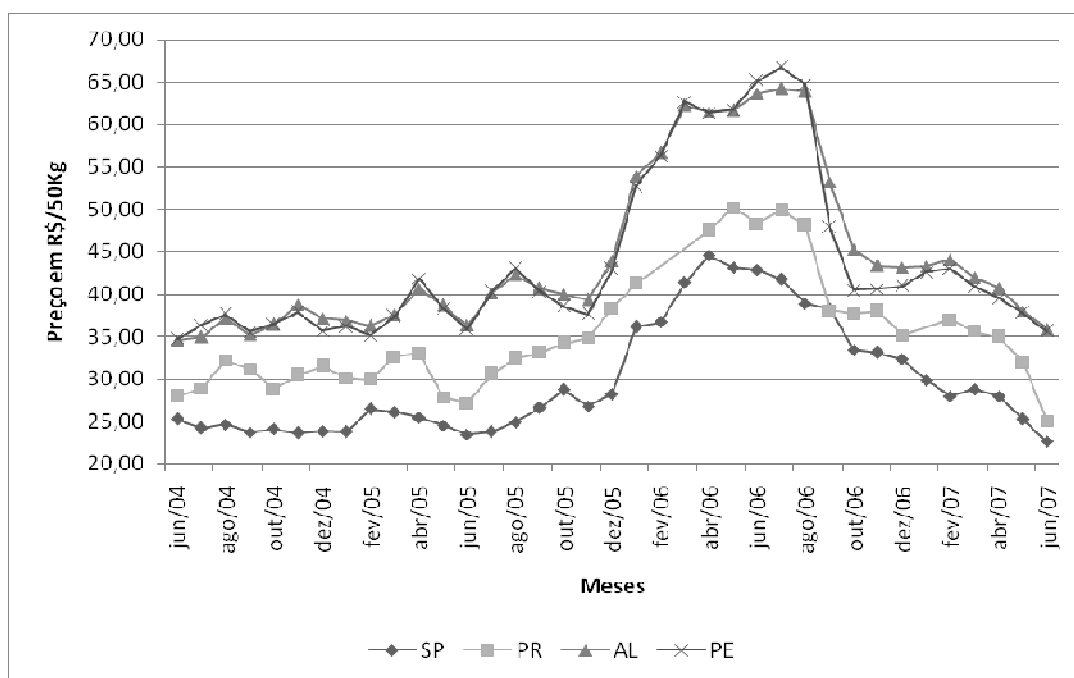
Pode-se observar na figura 2.5 que os preços do açúcar vigentes nos estados de São Paulo e Paraná estão abaixo dos preços deste produto em Alagoas e Pernambuco no período considerado. Esta evidência é esperada, pois, os estados da região Centro-Sul possuem custos de produção inferiores e menores alíquotas de ICMS em relação à região Norte-Nordeste. São Paulo possui a menor alíquota de ICMS do Brasil (12%), em seguida tem-se Paraná com 18% de ICMS e os estados de Pernambuco e Alagoas possuem ICMS de 25% e 27%, respectivamente, segundo dados da ÚNICA.

Observa-se também que os preços do açúcar nos estados analisados apresentam picos de elevação a partir de dezembro de 2005 até agosto de 2006, que pode ser explicado por fatores climáticos, ocorridos durante a safra 2006/2007, tais como chuvas esparsas na região Centro-Sul e à forte seca no Norte-Nordeste (SEVERO, 2009). Estes fatores afetaram

---

<sup>20</sup> Utilizou-se esse período pois os dados mensais para Alagoas e Pernambuco estavam disponíveis apenas a partir de junho de 2004 e para o Paraná a série está disponível até junho de 2007.

negativamente a produção de cana-de-açúcar, e, conseqüentemente, a produção de seus derivados, causando aumento nos preços destes.

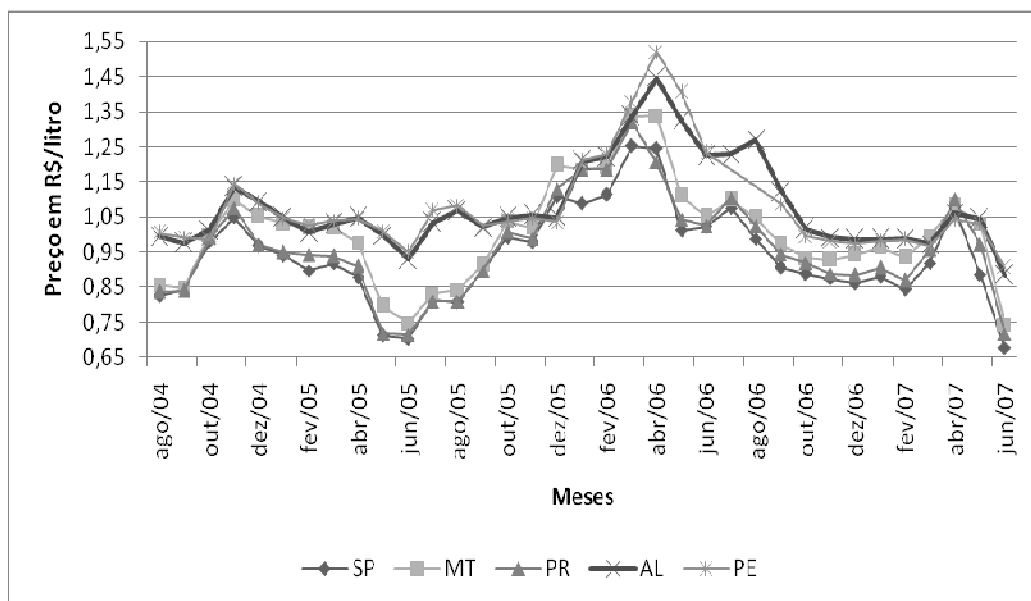


Fonte: UFPR, Cepea e Datagro.

**Figura 2.5 - Preço mensal do açúcar (R\$/Sc.50Kg) - Paraná, São Paulo, Alagoas e Pernambuco: Jun/2004 a Jun./2007**

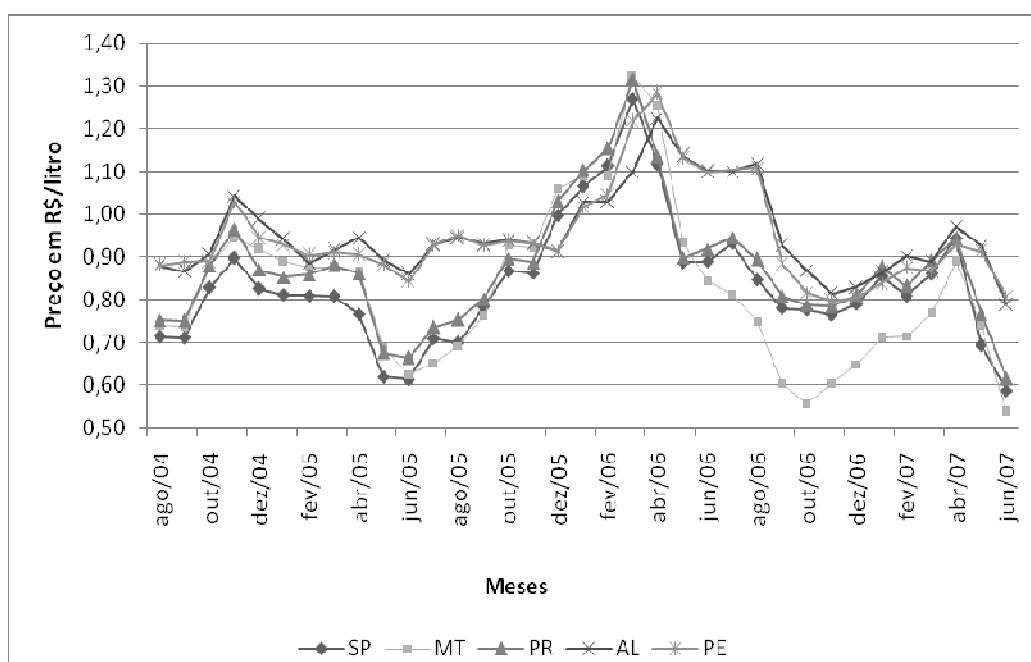
Nas figuras 2.6 e 2.7, são apresentados os preços mensais de álcool anidro e álcool hidratado de agosto de 2004 a junho de 2007, para São Paulo, Mato Grosso, Paraná, Alagoas e Pernambuco. Observa-se na figura 2.6 que os preços do álcool anidro seguem níveis mais altos para Alagoas e Pernambuco do que para São Paulo, Mato Grosso e Paraná. Além disso, os preços do álcool anidro tendem a ser mais baixos em São Paulo, Mato Grosso e no Paraná no período de safra da região Centro-Sul, que é de maio a dezembro.

Na figura 2.7, verifica-se que o preço do álcool hidratado em Alagoas e Pernambuco é mais elevado do que em São Paulo, Mato Grosso e Paraná para maioria dos meses considerados. No entanto, tem-se que, no período de dezembro de 2005 a março de 2006, período correspondente à entressafra na região Centro-Sul, os preços de álcool hidratado em São Paulo, Mato Grosso e Paraná tendem a ser mais elevados, se aproximando mais daqueles praticados nos estados de Alagoas e Pernambuco.



Fonte: UFPR, Cepea e Datagro.

**Figura 2.6 - Preço mensal do álcool anidro (R\$/litro)- São Paulo, Mato Grosso, Paraná, Alagoas e Pernambuco: Ago./2004 a Jun./2007**



Fonte: UFPR, Cepea e Datagro.

**Figura 2.7 - Preço mensal do álcool hidratado (R\$/litro) - São Paulo, Mato Grosso, Paraná, Alagoas e Pernambuco: Ago./2004 a Jun./2007**

De acordo com Pires (2006), essa elevação no preço do álcool se deu em virtude da estiagem que ocorreu no Nordeste e Centro-Sul no ano de 2005, reduzindo a safra nas principais regiões produtoras de açúcar e álcool, sobretudo no Norte-Nordeste. Segundo o

mesmo autor, outro fator que causou elevação nos preços do álcool hidratado, no período de dezembro de 2005 a março de 2006, foi o aumento da demanda por esse produto, devido ao aumento das vendas de veículos *flex fuel*. Ademais, conforme Severo (2009), na safra 2005/2006 o Ministério da Fazenda não liberou recursos para o financiamento dos estoques de álcool para entressafra, o que acentuou a elevação dos preços do álcool hidratado.

Portanto, a observação do comportamento dos preços do açúcar, álcool anidro e álcool hidratado nos principais estados produtores do Brasil revela que os mesmos são bastante influenciados por fatores climáticos e sazonais, diferenciais de custos de produção e de alíquotas de ICMS, além de intervenções governamentais, como, por exemplo, a determinação da percentagem de mistura de álcool anidro à gasolina.



## **CAPÍTULO 3**

### **INTEGRAÇÃO DE MERCADO E CUSTOS DE TRANSAÇÃO NO CONTEXTO AGRÍCOLA**

Este capítulo apresenta a fundamentação teórica deste trabalho, que está baseada na teoria sobre a integração de mercados espacialmente separados, enfocando principalmente os mercados agrícolas e considerando a existência de custos de transação na análise. O item 3.1 trata de uma discussão sobre integração espacial de mercado, abordando os conceitos de arbitragem espacial e Lei do Preço Único. O item 3.2 discorre sobre a importância dos custos de transação para a análise de integração de mercados espacialmente separados. Por fim, o item 3.3 apresenta resultados de alguns estudos empíricos sobre integração de mercado e custos de transação em mercados agrícolas.

#### **3.1. INTEGRAÇÃO DE MERCADOS ESPACIALMENTE SEPARADOS**

A interdependência entre mercados localizados em regiões distintas, no que se refere ao fluxo de bens, informação e preços, está relacionada na literatura ao estudo da integração de mercado. Para Meyer (2004), a integração de mercado é definida como o grau de transmissão de preços entre mercados espacialmente separados. Dessa forma, a integração espacial de mercado mede a intensidade em que choques de demanda e oferta em uma determinada região são transmitidos à outra (FACKLER E GOODWIN, 2000).

Para ilustrar o conceito de integração espacial de mercado, Fackler e Goodwin (2000) consideram um choque hipotético, dado por  $\varepsilon_A$ , que modifica o excesso de demanda por um

determinado bem apenas na região A. Desse modo, a taxa de transmissão de preço da região A para a região B ( $R_{A,B}$ ) associada ao choque  $\varepsilon_A$  é dada pela seguinte relação:

$$R_{A,B} = \frac{\frac{\partial P_B}{\partial \varepsilon_A}}{\frac{\partial P_A}{\partial \varepsilon_A}} \quad (1)$$

Onde:

$\frac{\partial P_B}{\partial \varepsilon_A}$  - é a variação infinitesimal no preço do bem na região B decorrente de um choque econômico na região A;

$\frac{\partial P_A}{\partial \varepsilon_A}$  - é a variação infinitesimal no preço do bem na região A decorrente de um choque econômico nessa mesma região.

Conforme equação (1), se a taxa de transmissão de preço esperada é igual à unidade, há perfeita integração de mercado. Além disso, a taxa de transmissão de preços pode não ser simétrica, de forma que  $R_{A,B}$  seja diferente de  $R_{B,A}$ . Ou seja, é possível que a região A seja mais integrada com a região B do que o inverso.

Segundo Gonzáles-Rivera e Helfand (2001a), mercados integrados requerem que as regiões comercializem a mesma *commodity* e que as informações sejam as mesmas no longo prazo. De acordo com Fackler e Goodwin (2000), para que duas regiões possuam alto grau de integração de mercado não é necessário que elas sejam parceiras diretas no comércio de um determinado bem. No entanto, é importante que as regiões façam parte de uma rede comum de comércio, de forma que haja transmissão indireta de choques de preços devido às ligações existentes entre as regiões<sup>21</sup>.

Consoante Fackler e Goodwin (2000), é importante distinguir o conceito de integração de mercado de outras formas de integração. Desse modo, dizer que duas regiões são “economicamente integradas” significa que não há barreiras quanto ao fluxo de bens entre

---

<sup>21</sup> Por exemplo, duas regiões A e B que são ofertantes para uma região C podem ser altamente integradas devido à ligação comercial com C.

estas regiões. Porém, regiões que possuem integração econômica podem não ser integradas com relação a um mercado específico. Ou seja, pode ser que não haja integração do mercado de grãos, por exemplo, devido a custos proibitivos de transportar a mercadoria de uma localidade para outra.

Sexton, Kling e Carman (1991) afirmam que a definição de integração de mercado está baseada em Cournot e Marshall, isto é, duas regiões estão no mesmo mercado (para um bem homogêneo) se os preços para este bem diferirem exatamente pelo custo de transporte inter-regional. Esta definição de integração de mercado satisfaz a Lei do Preço Único (LPU). Segundo Ejmaes e Persson (2000), em estudos recentes, é comum a referência à Lei do Preço Único como padrão para avaliar integração de mercado.

A LPU estabelece que o preço de bens idênticos em mercados espacialmente separados deve ser o mesmo, após a conversão a uma moeda comum, e o mecanismo pelo qual esta lei é mantida é dado pela arbitragem espacial<sup>22</sup> (BALCOME, BAILEY E BROOKS, 2007).

De acordo com Fackler e Goodwin (2000), o conceito de arbitragem espacial está relacionado às ações de arbitradores que assegurarão que os preços de uma *commodity* entre duas regiões irão diferir, no máximo, pelo custo de mover a *commodity* da região com menor preço para a região com preço mais alto. Dessa forma, a condição de arbitragem espacial pode ser escrita como:

$$P_B - P_A \leq T_{A,B} \quad (2)$$

Onde:  $T_{A,B}$  representa o custo de mover a *commodity* da região A para a região B; a condição é satisfeita por igualdade se há comércio direto entre as duas regiões.

A condição de arbitragem é um conceito de equilíbrio, de forma que os preços podem divergir desta relação, mas as ações dos arbitradores tenderão a mover o diferencial de preços próximo ao custo de transporte, considerando que haja bom funcionamento do mercado.

Segundo Lo e Zivot (2001), a arbitragem é a força que elimina desvios da LPU quando o diferencial de preços é grande o suficiente para compensar o custo de transporte entre duas

---

<sup>22</sup> Segundo Goodwin e Piggott (2001), a arbitragem é o mecanismo em que os agentes transportam produtos entre regiões em resposta aos diferenciais de preço.

regiões. Nesta perspectiva, Campenhot (2007) indica que mercados são ditos integrados se eles estão conectados por um processo de arbitragem.

Conforme Fackler e Goodwin (2000) a Lei do Preço Único apresenta diferentes versões que estão relacionadas à condição de arbitragem espacial. A versão fraca da LPU é dada pela expressão (2), que não distingue a LPU da condição de arbitragem. Já a versão forte da LPU é aquela em que a condição de arbitragem é satisfeita com igualdade  $(P_B - P_A = T_{A,B})^{23}$ . Dessa forma, violações da versão forte da LPU podem indicar deficiências nas relações de comércio ou situação de desequilíbrio.

A relação entre integração de mercado e a LPU tem a seguinte direção: se a taxa de transmissão de preços for igual a unidade ( $R_{A,B}=1$ ), isto implica que a LPU forte é satisfeita e, conseqüentemente, a LPU fraca. Contudo, pode-se ter o caso em que a LPU é satisfeita e a taxa de transmissão de preços é menor que um ( $R_{A,B}<1$ ), significando que as regiões não são perfeitamente integradas (FACKLER E GOODWIN, 2000).

Para Federico (2007), a LPU é somente uma entre as várias condições para eficiência de mercado para *commodities*. Desse modo, a violação desta lei é um exemplo de ineficiência, onde os agentes se privam de oportunidades lucrativas que provém da exploração do conhecimento sobre preços em outros mercados e sobre os custos de transação.

Sexton, Kling e Carman (1991) mostram que duas regiões podem não satisfazer as condições da LPU pelas seguintes razões:

- i) as regiões não são ligadas por arbitragem, isto é, representam mercados autárquicos<sup>24</sup>;
- ii) há impedimentos para arbitragem eficiente, tais como barreiras ao comércio, informação imperfeita ou aversão ao risco e;
- iii) há competição imperfeita em um ou mais mercados.

Contudo, com relação a este último item, para Faminow e Benson (1990), a integração de mercado pode decorrer de práticas não competitivas. Estes autores desenvolvem uma teoria

<sup>23</sup> Conforme Liu e Wang (2003), esta é a condição de perfeita integração.

<sup>24</sup> Em outras palavras, a arbitragem não é possível devido a altos custos de transação ou intervenção governamental.

alternativa à Lei do Preço Único que se baseia na hipótese de que demandantes e ofertantes estão espacialmente dispersos e que os custos de transporte são significativos.

De acordo com Faminow e Benson (1990), mesmo quando há muitos vendedores<sup>25</sup> localizados em uma área geográfica, cada agente considera apenas o seu rival mais próximo como principal competidor, de forma que nos mercados agrícolas se verificaria a competição oligopolística. Nesta perspectiva, estes autores desenvolvem uma análise de interdependência de preços (integração de mercado), através de um modelo espacial de competição oligopolística para mercados de produtos agrícolas.

Conforme Mattos (2008), o modelo de interdependência oligopolística de Faminow e Benson estabelece que mercados altamente integrados sejam decorrentes de prática colusivas, com preços formados de acordo com a teoria do preço-base<sup>26</sup>, conduzindo os mercados à ineficiência.

### **3.2. CUSTOS DE TRANSAÇÃO E INTEGRAÇÃO DE MERCADOS ESPACIALMENTE SEPARADOS**

Estudos recentes<sup>27</sup> têm argumentado que a presença de custos de transação dificulta a integração de mercado, pois estes afetam o fluxo de bens e informação entre as regiões, podendo assim retardar o processo de desenvolvimento. De acordo com Fiani (2002), custos de transação são aqueles que os agentes enfrentam quando recorrem ao mercado, ou seja, são os custos de negociar, redigir e garantir o cumprimento de um contrato. Na teoria dos custos de transação, a hipótese de simetria de informação é relaxada e os custos de transação passam a ser significativos (FIANI, 2002).

---

<sup>25</sup> Ou muitos compradores, para o caso do mercado de fatores de produção.

<sup>26</sup> Considerando três localidades,  $A$ ,  $B$  e  $C$  e que a primeira seja a localidade-base. Então, o preço-base ( $P_A$ ) pode ser determinado por meio de acordos colusivos entre firmas espacialmente distribuídas de  $A$  a  $C$  ou apenas pelas firmas de  $A$ . A teoria do preço-base estabelece que as firmas localizadas nas regiões  $B$  e  $C$  tomam como base o preço  $P_A$  mais o custo de transporte. Além disso, se  $P_A$  é alterado, os preços nas outras localidades também se modificam.

<sup>27</sup> Dentre estes trabalhos, estão os de Goodwin e Piggott (2001), González-Rivera e Helfand (2001b), Barret (2001), Camphout (2007) e Mattos (2008).

Segundo Mattos et al. (2009), os custos de transação incluem comissões relacionadas à procura e à transferência do produto, taxas, custos legais, financeiros, de transporte, de oportunidade do tempo alocado na procura por informações e outros custos de negociação e contratuais. Mattos (2008) ressalta que na literatura sobre integração de mercados não há uma terminologia uniforme para se referir aos custos de transacionar determinada mercadoria entre diferentes regiões. Alguns trabalhos utilizam termos como custo de transferência e custo de transporte, no entanto aqui serão considerados os custos de transação, pois abrangem os custos de transferência, de transporte e de oportunidade, de acordo com Gonzáles-Rivera e Helfand (2001b).

Para Gabre-Madhin (1999) e Maltsoğlu e Tanyeri-Abur (2005), os custos de transação envolvem custos de informação, procura, negociação, monitoração, coordenação e execução. Os custos de informação ocorrem *ex-ante* e estão relacionados à obtenção de informações relativas ao preço e localização de mercado. Os custos de negociação ocorrem enquanto a transação está sendo feita, como por exemplo, termos de troca da negociação. Já os custos de monitoração e execução ocorrem quando a transação é completada (MALTSOĞLOU E TANYERI-ABUR, 2005).

De acordo com Tsay (1998), pequenos diferenciais nos preços podem existir devido à presença de fatores, tais como custos de transação, desencorajando os agentes a arbitrar. Ou seja, as oportunidades de arbitragem ocorrem somente quando as diferenças nos preços são substanciais e o lucro potencial excede os custos de transação. Desse modo, custos de transação elevados, dentre outras imperfeições de mercado, freqüentemente causam fraca transmissão de preços entre mercados espacialmente separados e desvios da LPU (BALCOMBE, BAILEY E BROOKS, 2007).

Balcombe, Bailey e Brooks (2007) mostram as condições de arbitragem espacial, levando em consideração os custos de transação. Dessa forma, são considerados dois mercados espacialmente separados,  $A$  e  $B$ , que comercializam uma determinada *commodity*. Sejam o custo de transação do mercado  $A$  para o mercado  $B$ , no tempo  $t$  dado por  $T_t^{A,B}$  e os preços correntes em cada mercado dados por  $P_t^A$  e  $P_t^B$ .

A primeira condição implica que a arbitragem está presente e o comércio ocorre de  $A$  para  $B$ <sup>28</sup> quando  $P_t^A + T_t^{A,B} \leq P_t^B$ . Se  $P_t^A + T_t^{A,B} > P_t^B$ , não há oportunidade lucrativa de arbitragem entre os dois mercados e o comércio é interrompido. Porém, quando  $P_t^A + T_t^{A,B} \geq P_t^B$  os mercados  $A$  e  $B$  podem ser integrados desde que  $P_t^A + T_t^{A,B} < P_t^B$  no longo prazo, devido à ausência de comércio ou se há falhas de comercialização por conta da abundância relativa de bens em cada mercado. Portanto, estas condições de arbitragem mostram que pode ou não haver transmissão de preços entre mercados espacialmente separados, dependendo da magnitude dos custos de transação.

Na literatura sobre custos de transação e integração de mercados, a relação preestabelecida é de que quanto menor for o custo de transação, maior será o grau de integração entre mercados espacialmente separados<sup>29</sup>. Segundo Barret (2001) a minimização dos custos de transação entre mercados está relacionada à questão do bem-estar social. Conforme este mesmo autor, os custos de transação são elevados no comércio agrícola internacional, impedindo que haja especialização das regiões de acordo com as vantagens comparativas.

Maltsoglou e Tanyeri-Abur (2005) estudaram o impacto dos custos de transação no grau de integração de mercado para pequenos produtores de tomate no Peru. Estes autores chegam à conclusão de que baixos custos de transação estão relacionados aos seguintes aspectos: i) melhor conhecimento do preço no mercado; ii) contratos prévios; iii) informação oportuna de preços, dentre outros fatores. Dessa forma, o entendimento dos custos de transação pode contribuir para sugestão de ações políticas que objetivem reduzi-los.

Conforme Campenhout (2007), há dois fatores importantes que afetam a integração de mercado, são eles, os custos de transação e a velocidade de ajustamento de preço. O custo de transação afeta o comércio entre duas regiões e o acesso dos agentes econômicos às informações provavelmente influencia a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo. Desse modo, menores custos de transação e maiores velocidades de ajustamento implicam em mercados mais integrados.

---

<sup>28</sup> Para ilustrar o fluxo de comércio do mercado  $B$  para o mercado  $A$ , deve-se modificar os índices sobrescritos, de forma que a primeira condição de arbitragem se tornará:  $P_t^B + T_t^{B,A} \leq P_t^A$  (BALCOME, BAILEY E BROOKS, 2007).

<sup>29</sup> Como pode ser visto em Gonzáles-Rivera e Helfand (2001b), Amaral, Neves e Moraes (2003) e Maltsoglou e Tanyeri-Abur (2005).

Para verificar a integração entre mercados espacialmente separados, diversos trabalhos têm apresentado avanços na metodologia empregada, que vão desde modelos mais simples que estudam a correlação entre preços a modelos mais sofisticados de regressão com mudança de regime (*regime switching models*)<sup>30</sup>, que procuram incluir os custos de transação na análise.

Segundo Ejrnaes e Persson (2000), estudos iniciais de integração de mercados utilizavam o método de correlação entre mercados, ou seja, se a correlação de preços entre pares de mercados fosse alta, a Lei do Preço Único era satisfeita e, conseqüentemente, os mercados eram integrados. Porém, se as séries de preços apresentarem característica de não-estacionariedade e forem co-integradas, os testes de significância padrão serão enganosos<sup>31</sup>. Dessa forma, foram surgindo avanços metodológicos para examinar a integração de mercado, que são apropriados para dados não-estacionários e co-integrados.

Barret (1996) estabelece uma hierarquia entre os modelos que analisam integração de mercado de acordo com a disponibilidade dos dados. Dessa forma, são chamados de métodos de nível I aqueles que utilizam apenas dados de preço; de nível II, os métodos que combinam custo de transação e dados de preço; e por fim, os métodos de nível III, que combinam fluxo de comércio, dados de preço e custos de transação.

Segundo Goodwin e Piggot (2001), os testes para examinar integração de mercados usualmente consideram a extensão em que choques são transmitidos entre mercados espacialmente separados. Para Goodwin e Holt (1999) o preço é o mecanismo primário pelo qual vários níveis de mercado estão conectados.

Federico (2007) afirma que um mercado é integrado se os preços de duas ou mais regiões são co-integrados. Conforme Asche, Bremnes e Wessells (1999), os testes de co-integração para verificar integração de mercado mostram se existe uma relação linear estatisticamente significativa entre diferentes séries de preços no longo prazo. Asche, Gordon e Hannesson (2004) argumentam que os modelos de co-integração são uma extensão natural dos métodos tradicionais de causalidade e não uma abordagem alternativa.

---

<sup>30</sup> Pode-se citar Timmer (1974) como trabalho que usa correlação entre preços para verificar integração de mercados. Já Baulch (1997) e Park et al. (2002) utilizam os modelos *regime switching*.

<sup>31</sup> Para maiores detalhes, ver Greene (2003).



No entanto, conforme Barret (1996) e Barret (2001) a co-integração não é condição necessária nem suficiente para integração de mercado. Segundo este autor, dois mercados podem ser integrados e não terem seus preços co-integrados devido a não-estacionariedade dos custos de transação.

Goodwin e Piggott (2001) afirmam que os testes de co-integração para verificar integração de mercado têm sido criticados pelo fato de ignorarem os custos de transação. Outra crítica aos modelos tradicionais de co-integração é que eles assumem uma relação linear entre preços que é inconsistente com comércio descontínuo, de acordo com Balcome, Bailey e Brooks (2007).

Dessa maneira, por volta da década de 1990, surgiram algumas linhas de pesquisa para investigar a integração de mercado ou eficiência espacial de mercado, que levam em conta a importância dos custos de transação na análise e a possível descontinuidade do comércio entre regiões espacialmente separadas.

A primeira linha de pesquisa nesta área baseia-se em modelos endógenos de regressão com mudança de regime (*regime switching models*). Este é o caso do modelo *Parity Bounds* (PBM), desenvolvido inicialmente por Spiller e Huang (1986) para o mercado de gasolina e estendido por Sexton, Kling e Carman (1991) para um contexto de mercados agrícolas. Outros trabalhos recentes que se destacam nesta área são os de Baulch (1997), Barret e Li (2002), Park et al. (2002), Padilla-Bernal, Thilmany e Loureiro (2003) e Negassa e Myers (2007), que fazem aplicações para *commodities* agrícolas como soja, milho, trigo, tomate etc.

Segundo Negassa e Myers (2007), o modelo *Parity Bounds* estima a probabilidade de se estar em um regime de preço espacial onde toda oportunidade de arbitragem está sendo explorada<sup>32</sup>. No modelo PBM, os custos de transação são incluídos explicitamente na análise do equilíbrio espacial.

A outra linha de pesquisa utilizada dentro do *framework* de integração espacial de mercados baseia-se em modelos auto-regressivos com *threshold* (*Threshold Autoregressive - TAR*). De acordo com Goodwin e Piggott (2001), os modelos TAR são análogos aos modelos de regime *switching* mencionados anteriormente, porém, a motivação da análise com *threshold* está nos custos de transação não observados e na importante influência que sua

---

<sup>32</sup> Este é o caso em que o diferencial de preços entre as regiões é exatamente igual ao custo de transferência.

presença pode exercer no equilíbrio das relações de preços entre mercados espacialmente separados.

Camphenout (2007) discute sobre os modelos PBM e TAR e argumenta que este último é mais eficaz para captar dinâmicas do processo de arbitragem, essencial para mercados integrados. O autor afirma ainda que, o modelo TAR permite que sejam considerados os custos de transação e que se avalie a velocidade de ajustamento a desvios do equilíbrio. Em outras palavras, no modelo TAR, o processo de ajustamento pode ser distinto, dependendo do diferencial de preços entre as regiões estar abaixo ou acima do *threshold*. Portanto, a presente tese utilizará como referencial metodológico o modelo auto-regressivo com *threshold* (TAR) e o modelo de co-integração com *threshold*.

### 3.3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE INTEGRAÇÃO ESPACIAL DE MERCADO

No intuito de apresentar alguns estudos empíricos mais recentes sobre integração de mercado, têm-se primeiramente aqueles que utilizam o método de co-integração de Johansen, o qual verifica se duas ou mais séries de preços são co-integradas. Entre os quais estão Gonzáles-Rivera e Helfand (2001a), Asche, Gordon e Hannesson (2004), Pereira (2005), Nogueira, Aguiar e Lima (2005), Nogueira (2006) e Rosado (2006).

Gonzáles-Rivera e Helfand (2001a) utilizam a análise de co-integração de Johansen para verificar a extensão e o grau de integração do mercado brasileiro de arroz para o período de 1979 a 1997. Foram utilizados dados mensais para o estudo e considerados 19 estados brasileiros, sendo São Paulo o mercado central. Estes autores consideram que há diferentes graus de integração entre mercados espacialmente separados para um mesmo produto e abordam em seu estudo que os determinantes da integração dos mercados incluem, além da distância entre as regiões, infra-estrutura, produção e custos de transação. Estes custos de transação tendem a aumentar com a distância entre as regiões, com o tempo requerido para transferir bens e informações e outros fatores que possam impedir os fluxos de comércio entre diferentes localidades.

Através da estimação de um vetor de correção de erro, um dos resultados encontrados por Gonzáles-Rivera e Helfand (2001a) mostra que o padrão de integração é caracterizado por interdependência entre os mercados analisados. Para verificar o grau de integração, os autores utilizaram os perfis de persistência das relações de longo prazo. Estes perfis de persistência foram traçados no período de 20 meses e os resultados apontam que um desequilíbrio entre Minas Gerais e São Paulo é removido rapidamente, enquanto que entre São Paulo e Maranhão é necessário mais tempo. No caso de um choque que afeta o equilíbrio de longo prazo entre São Paulo e Minas Gerais, 45% dos ajustamentos ocorrem no primeiro mês. Já os desequilíbrios entre Goiás e São Paulo são removidos mais lentamente, com 68% dos ajustamentos ocorrendo dentro de três meses.

Gonzáles-Rivera e Helfand (2001a) também calcularam as meias-vidas<sup>33</sup> e os resultados são que os estados de Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Goiás, Mato Grosso, Sergipe, Paraná e Rio de Janeiro possuem meia-vida menor ou igual a dois meses, ou seja, estes estados possuem os ajustamentos mais rápidos no caso de choques ocorridos em São Paulo. Encontrou-se um baixo grau de integração entre São Paulo e Rio Grande do Sul (meia-vida calculada em 3,16), que pode ser explicado pelas diferenças na qualidade do arroz cultivado nesses estados<sup>34</sup>. Foram encontradas também evidências de baixo grau de integração de São Paulo com Ceará e Maranhão, que pode ser atribuído ao fato destes estados apresentarem maior distância para São Paulo.

Asche, Gordon e Hannesson (2004) examinam a relação entre os modelos de causalidade e de co-integração para testar a integração de preços e Lei do Preço Único. Os autores abordam que a escolha entre esses modelos depende das propriedades dos dados de séries temporais. O caso analisado neste trabalho foi referente ao mercado de peixe branco comestível (tal como bacalhau) na França. Foram utilizados dados mensais de preço de importação de alguns tipos de filés de peixe congelados no período de 1983 a 1995. Os resultados mostram que, para dados de preço não-estacionários, o modelo de causalidade rejeita a hipótese da Lei do Preço Único, enquanto que o modelo de co-integração de Johansen<sup>35</sup> estimado fornece evidência de que o mercado de peixe branco é bem integrado.

---

<sup>33</sup> Número de meses necessários para que 50% dos ajustamentos ocorram.

<sup>34</sup> Segundo os autores, o arroz produzido no Rio Grande do Sul é de alta qualidade e provavelmente a elasticidade cruzada da demanda do arroz neste estado e em São Paulo é baixa.

<sup>35</sup> Estes autores fazem uma análise bivariada, diferentemente do que fez Gonzáles-Rivera e Helfand (2001b).

Pereira (2005) analisa a integração nos mercados brasileiros de boi gordo nos diferentes estados brasileiros, no período de janeiro de 1980 a agosto de 2003. A metodologia empregada está baseada no procedimento de Johansen e no modelo de correção de erros vetorial (VEC). Foram consideradas diversas variáveis explicativas, tais como capital físico, capital humano, produção, consumo e comércio. Para tanto, utilizou-se uma técnica multivariada conhecida como Componentes Principais<sup>36</sup>, que objetiva resumir a informação contida nessas variáveis explicativas em um número de variáveis com dimensão reduzida.

Os resultados do estudo de Pereira (2005) mostram que os estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Rio Grande do Sul, Paraná, São Paulo, Minas Gerais, Espírito Santo, Bahia e Rondônia mostraram-se integrados ao longo do período analisado. Não se encontrou evidência sobre uma localidade dominante no comportamento do mercado nem interação perfeita entre todos os estados brasileiros. Verificou-se que a maior velocidade de ajustamento ocorreu entre São Paulo e Mato Grosso do Sul. Além disso, os estados de Goiás, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais e Paraná se ajustaram mais rapidamente a desequilíbrios no sistema e apresentaram maior grau de integração com o mercado. Portanto, a autora conclui que os estados com maior acesso à infra-estrutura de comunicação, melhores níveis de qualificação da mão-de-obra e melhor infra-estrutura de transporte apresentaram maior grau de integração, revelando uma associação entre desenvolvimento e grau de integração.

Nogueira, Aguiar e Lima (2005) verificam se há integração espacial no mercado brasileiro do café arábica e também utilizam o método de co-integração de Johansen. Estes autores chegam à conclusão de não rejeição da hipótese de integração espacial para o caso estudado. No entanto, este trabalho apresenta a limitação de não considerar o efeito dos custos de transação na análise.

Nogueira (2006) estuda a extensão, padrão e grau de integração<sup>37</sup> do mercado brasileiro de café, bem como o grau de integração entre o mercado interno brasileiro de café e os mercados externos do mesmo produto. Para tanto, utilizou a metodologia de co-integração. Seus resultados indicam que a extensão da integração no mercado brasileiro de café é dada pelos Estados da Bahia, Ceará, Mato Grosso, Rondônia, Espírito Santo, Paraná, São Paulo e Minas Gerais, de modo que estas localidades compartilham a mesma informação no longo prazo.

---

<sup>36</sup> Essa técnica também foi utilizada por Gonzáles-Rivera e Helfand (2001b).

<sup>37</sup> Mesma linha de pesquisa feita por Gonzáles-Rivera e Helfand (2001a).

Rosado (2006) analisa a integração dos mercados de suínos nos diferentes estados brasileiros, no período de janeiro de 1980 a março de 2005. A metodologia empregada neste estudo também está baseada no enfoque de integração de mercado sob os aspectos de extensão, padrão e grau, tal como em Nogueira (2006). Além disso, utilizou-se a análise de co-integração multivariada. Seus resultados indicam que a extensão espacial dos mercados de suínos é composta pelos estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, pois estes apresentaram quantidade significativa de comércio e compartilharam uma única tendência de comportamento dos preços.

Quanto ao padrão de relacionamento entre os mercados, verificou-se que a maior velocidade de ajustamento ocorreu entre Rio Grande do Sul e Santa Catarina e que Mato Grosso e Mato Grosso do Sul foram os estados que reagiram a maior número de desequilíbrios transitórios nas relações de longo prazo. Observou-se que no curto prazo São Paulo foi o principal estado que liderou, significativamente, as variações nos preços da carne suína. Em relação ao grau de integração, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Santa Catarina foram os estados que se ajustaram mais rapidamente a desequilíbrios no sistema, isto é, apresentam maior grau de integração. Porém, os estados do Mato Grosso do Sul, Goiás, Mato Grosso, Rio Grande do Sul e Paraná foram menos integrados ao mercado, pois apresentaram ajustamento mais lento a desequilíbrios. Também se conclui que há uma relação entre o nível de desenvolvimento econômico e social dos estados e o grau de integração (ROSADO, 2006).

Dentre os trabalhos que utilizam modelos com *threshold* pode-se citar, Abdulai (2000), Goodwin e Piggot (2001), Sephton (2003) e Meyer (2004). De acordo com Goodwin e Piggot (2001), os *thresholds* estimados são análogos aos custos de transação, que definem a banda neutra<sup>38</sup>, e são consistentes com a expectativa de que quanto maior a distância entre os mercados, maiores são os *thresholds* e extensa é essa região de não transmissão de preços. Dessa forma, os modelos TAR são utilizados quando os custos de transação não são observados e quando seguem uma estrutura que apresenta comportamento não linear.

Abdulai (2000) estuda a transmissão espacial de preços e assimetria entre os principais mercados de milho em Gana, através de testes de co-integração com *threshold*. A abordagem empregada neste estudo assume que os agentes econômicos agem de forma a mover o sistema

---

<sup>38</sup> Banda neutra pode ser entendida como o *locus* onde os custos de transação são suficientemente grandes para impedir a arbitragem e, conseqüentemente, não há transmissão de preços entre as regiões.

de volta ao equilíbrio apenas quando os benefícios desde ajustamento superam os custos. O autor utiliza dados mensais de preços para analisar a velocidade e a magnitude da transmissão de preços entre Techiman (mercado central) e outros dois principais mercados, Accra e Bolgatanga.

Os resultados encontrados por Abdulai (2000) mostram que os mercados de milho em Gana são bem integrados, além disso, ambos os modelos estimados de co-integração com *threshold* revelam que os preços do milho nos mercados de Accra e Bolgatanga repondem com maior rapidez a aumentos de preços em Techiman do que decréscimos. Por fim, os preços do milho em Accra reagem mais rápido a mudanças de preço em Techiman do que Bolgatanga.

Goodwin e Piggot (2001) utilizam dados de preços diários do milho e da soja em quatro importantes mercados da Carolina do Norte, nos Estados Unidos. Os mercados para o milho são as cidades de Williamson, Candor, Coefield e Kinston e para a soja são as cidades de Fayetteville, Raleigh, Greenville e Kinston. Os autores analisam os pares de mercado, comparando os preços de cada um com o mercado principal de cada produto, sendo o período de estudo de 02 de janeiro de 1992 a 04 de março de 1999.

Os resultados encontrados por Goodwin e Piggot (2001) mostram que a evidência de equilíbrio de longo prazo entre os pares de preço é forte, no entanto, há uma fraca evidência de *linkages* de preços do milho entre as cidades de Kinston e Williamson. Os resultados mostram que a maioria dos casos estudados possui mercados integrados. A análise confirma significantes efeitos *threshold* e sugere que sua presença pode influenciar significativamente os *linkages* de preço.

Portanto, o *threshold* estimado para diferencial de preço do milho entre Candor e Williamson é de 0,0493, indicando que os preços têm de ser ao menos 4,9% diferentes para exceder a banda neutra causada pelos custos de transação, ajustando-se ao equilíbrio em 25 dias. Da mesma forma, os resultados encontrados também mostram que o diferencial de preços para a soja entre Greenville e Fayetteville deverá ser ao menos 3,8% para exceder a banda neutra, ou seja, para que haja transmissão de preços entre as regiões.

Segundo Sephton (2003), o trabalho de Goodwin e Piggott (2001) encontra o resultado de que os preços de mercado do milho e da soja na Carolina do Norte podem divergir

persistentemente. Dessa forma, Sephton (2003) estende a análise de Goodwin e Piggott (2001)<sup>39</sup> ao utilizar uma abordagem multivariada, baseada em Hansen e Seo (2002) para o modelo de co-integração com *threshold*. Seus resultados sugerem que desvios da Lei do Preço Único não persistem indefinidamente.

Meyer (2004) estuda a integração do mercado europeu de suínos e utiliza o modelo de correção de erro vetorial com *threshold* (TVEC). Seus resultados sugerem que existem significativos custos de transação entre os mercados analisados (Alemanha e Holanda) e não considerar estes custos pode fornecer resultados viesados. O autor estima que o parâmetro *threshold* é igual a 0,095, onde o regime 1 é definido pelos preços semanais cujos desvios absolutos do equilíbrio de longo prazo estão abaixo de 9,5% e o regime 2 contém as observações cujos desvios do equilíbrio de longo prazo estão acima de 9,5%. A interpretação dada é que choques de preços inferiores a 9,5% do preço médio do produto não são transmitidos entre os mercados da Alemanha e Holanda.

Contribuições mais recentes na literatura de integração de mercado para o caso do Brasil são realizadas por Balcome, Bailey e Brooks (2007), Mattos (2008) e Mattos et al. (2009). Os primeiros estudam a transmissão de preços entre Estados Unidos, Argentina e Brasil, para os mercados do trigo, milho e soja, e utilizam modelos de co-integração com *threshold*. Estes autores utilizam dados mensais de preços do trigo, milho e soja no Brasil, EUA e Argentina.

Balcome, Bailey e Brooks (2007) consideram cinco pares de mercados neste trabalho. Para o trigo, tem-se dois pares (Brasil/Argentina e Brasil/Estados Unidos); para o milho, mais dois pares (Brasil/Argentina e Brasil/Estados Unidos) e; para a soja, tem-se um par (Brasil e Estados Unidos). A evidência para a existência de efeitos *threshold* na transmissão de preços de *commodities* não foi a mesma para todos os casos analisados, pois os pares de preços do trigo e da soja parecem ter efeitos *thresholds* menores que os dos pares de preços do milho. Ainda os resultados dos modelos de correção de erro padrão e com efeito *threshold* sugerem causalidade dos preços da Argentina e Estados Unidos sobre os preços do Brasil.

Mattos (2008) estudou os efeitos dos custos de transação na integração espacial do mercado brasileiro de carne de frango inteiro resfriado, no período de janeiro de 1998 a junho de 2007. O autor investigou a dinâmica espacial e temporal de transmissão de preços entre os

---

<sup>39</sup> Sephton (2003) utilizou os mesmos dados que Goodwin e Piggott (2001).

mercados; a presença de assimetrias e descontinuidades no processo de transmissão de preços, bem como as diferenças entre os custos de transação existentes nos mercados analisados.

A metodologia utilizada por Mattos (2008) foi baseada nos modelos auto-regressivos univariados com *threshold* (TAR) e modelos vetoriais de correção de erro com *threshold* (TVEC), com dois e três regimes. O trabalho utilizou dados de preços diários nas regiões com maior potencial de comercialização e nas quais havia dados disponíveis para a carne de frango inteiro resfriado no atacado. Assim, as regiões analisadas por Mattos (2008) foram São Paulo (SP), Descalvado (SP), Porto Alegre (RS), Litoral Catarinense (SC), Oeste Paranaense (PR), Ponta Grossa (PR), Belo Horizonte (MG), Goiânia (GO), Fortaleza (CE), Recife (PE) e Belém (PA).

Os resultados de Mattos (2008) indicam a presença de significativas barreiras à transmissão de preços entre os mercados, que provavelmente surgem em função dos custos de transação. Para o autor, esses custos podem ser decorrentes principalmente do custo de frete, devido à distância entre o mercado central (São Paulo) e os demais mercados. Quanto aos coeficientes de ajustamento estimados, estes confirmaram a posição de São Paulo como mercado formador de preços para a maioria dos casos analisados.

Foi constatado que os preços são pouco sensíveis a eventuais desvios da relação de equilíbrio de longo prazo. Os parâmetros de *threshold* estimados e as meias-vidas calculadas indicaram que o processo de transmissão de preços é assimétrico, indicando ser mais fácil transmitir aumentos de preços ocorridos em São Paulo aos demais mercados do que transmitir as reduções de preços (MATTOS, 2008).

Mattos et al. (2009) estudam a integração espacial do mercado do boi gordo entre Minas Gerais e São Paulo e também utilizam o modelo de correção de erro com *threshold* (TVEC) para incluir o efeito dos custos de transação. Seus resultados mostram que os custos de transação entre esses mercados são significativos. Além disso, choques de preços inferiores a 10% do preço médio do boi gordo não são transmitidos entre os mercados.

Diante dessas contribuições na literatura sobre integração de mercados espacialmente separados, o presente trabalho propõe-se a estudar a integração do mercado brasileiro de açúcar e álcool, especificamente em regiões localizadas nos estados de Alagoas, Pernambuco, São Paulo, Minas Gerais e Paraná. Este estudo tem como vantagem adicional o fato de analisar a integração de mercado no setor sucroalcooleiro do Brasil, visto que este setor



encontra-se em mercados espacialmente separados e, além disso, será considerada a presença de custos de transação.

## CAPÍTULO 4

### METODOLOGIA DA PESQUISA

Este capítulo tem como objetivo descrever os dados e apresentar a metodologia utilizada na presente tese. O item 4.1 apresenta a fonte dos dados e a descrição das variáveis da pesquisa. O item 4.2 traz a metodologia para verificação da estacionariedade das séries de preço utilizadas. No item 4.3, são mostrados os modelos de co-integração e, no item 4.4, o modelo auto-regressivo com *threshold* (TAR). O item 4.5 traz os principais testes para detectar não-linearidade causada por efeito *threshold*. Por fim, o item 4.6 apresenta a modelagem de co-integração com *threshold*.

#### 4.1 FONTE DOS DADOS E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

O presente trabalho utiliza dados referentes aos preços diários dos principais mercados de açúcar, álcool anidro e álcool hidratado no Brasil. Os preços do açúcar são analisados nos mercados de Alagoas (AL), Araçatuba (SP), Maringá (PR), Pernambuco (PE), Ribeirão Preto (SP) e Triângulo Mineiro (MG). As séries de preços do açúcar para cada mercado referem-se ao açúcar tipo cristal, medida em Reais por saca de 50Kg (R\$/50Kg), incluso o valor dos impostos (PIS/PASEP, COFINS e ICMS<sup>40</sup>) e sem o custo do frete. Os valores se referem a negociações entre usinas e compradores, isto é, trata-se de preço ao produtor.

Os preços do álcool anidro são analisados nos mercados de Alagoas (AL), Araçatuba (SP), Paulínia (SP), Maringá (PR) e Ribeirão Preto (SP). Na série de preços do álcool anidro, está incluído o valor do PIS/PASEP e COFINS, não incluindo custo do frete. Para o álcool

---

<sup>40</sup> Programa de Integração Social (PIS), Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PASEP), Contribuição para o financiamento da seguridade social (COFINS) e Imposto sobre circulação de mercadorias e serviços (ICMS).

hidratado, os preços foram cotados em Alagoas (AL), Paulínia (SP), Maringá (PR) e Ribeirão Preto (SP) e não foi considerado o valor dos impostos. As unidades de medida para o álcool anidro e hidratado estão em Reais por litro (R\$/l) e os preços provêm de negociações entre a usina (ou destilaria) e a distribuidora de combustível (preço ao produtor).

As séries de preço foram obtidas junto à consultoria de agronegócios, Safras e Mercado<sup>41</sup>, e são todas referentes ao mercado interno. Segundo esta empresa, os preços são coletados junto a corretoras e *traders* de mercado no país. A análise compreende o período de 07 de maio de 2003 a 31 de dezembro de 2008, resultando em uma amostra de 1404 observações para os casos do açúcar e álcool anidro. Em relação ao álcool hidratado, a periodicidade diária abrange 20 de julho de 2005 a 31 de dezembro de 2008, ou seja, 850 observações. Vale salientar que o período foi escolhido de acordo com disponibilidade de dados de açúcar e álcool para os mercados analisados. As variáveis que serão analisadas neste trabalho foram definidas conforme tabela 4.1.

**Tabela 4.1 - Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa**

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO
ACAL <sub>t</sub>	Preço do açúcar cristal em Alagoas
ACAR <sub>t</sub>	Preço do açúcar cristal em Araçatuba
ACMR <sub>t</sub>	Preço do açúcar cristal em Maringá
ACPE <sub>t</sub>	Preço do açúcar cristal em Pernambuco
ACRP <sub>t</sub>	Preço do açúcar cristal em Ribeirão Preto
ACTM <sub>t</sub>	Preço do açúcar cristal no Triângulo Mineiro
AAAL <sub>t</sub>	Preço do álcool anidro em Alagoas
AAAR <sub>t</sub>	Preço do álcool anidro em Araçatuba
AAMR <sub>t</sub>	Preço do álcool anidro em Maringá
AAPL <sub>t</sub>	Preço do álcool anidro em Paulínia
AARP <sub>t</sub>	Preço do álcool anidro em Ribeirão Preto
AHAL <sub>t</sub>	Preço do álcool hidratado em Alagoas
AHMR <sub>t</sub>	Preço do álcool hidratado em Maringá
AHPL <sub>t</sub>	Preço do álcool hidratado em Paulínia
AHRP <sub>t</sub>	Preço do álcool hidratado em Ribeirão Preto.

Nota: Todos os preços estão em logaritmo natural.

<sup>41</sup> Disponível em: <<http://www.safras.com.br>>.

## 4.2 ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES DE PREÇOS

O primeiro procedimento metodológico adotado consiste em verificar se as séries de preços do açúcar, álcool anidro e álcool hidratado para os diferentes mercados possuem raiz unitária. Para isso, é utilizado o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que se baseia na equação que se segue, de acordo com Enders (2004):

$$\Delta P_t = a_0 + \gamma P_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta P_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde:

$$\gamma = -\left(-1 - \sum_{i=1}^p a_i\right) \quad \text{e}$$

$$\beta_i = -\sum_{j=1}^p a_j, \text{ sendo } p \text{ a ordem de defasagem do modelo auto-regressivo que descreve o}$$

comportamento de uma determinada série temporal.

Na equação (3), se o coeficiente gama ( $\gamma$ ) for igual a zero, o modelo será em primeira diferença e conterá uma raiz unitária. As estatísticas apropriadas para testar a presença de raiz unitária serão  $\tau$ ,  $\tau_\mu$ ,  $\tau_\theta$ , no caso do modelo apresentar as seguintes especificações, respectivamente: i) sem constante e sem tendência; ii) apenas com constante e; iii) com constante e tendência<sup>42</sup>.

Em seguida, deve-se selecionar o número de defasagens ( $p$ ) e a autocorrelação dos resíduos para a escolha do melhor modelo. Portanto, foram utilizados os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC) para escolha das defasagens e o teste Box-Pierce-Ljung para examinar os resíduos.

---

<sup>42</sup> A distribuição tau ( $\tau$ ) com os valores críticos para estas diferentes especificações do modelo pode ser encontrada em Enders (2004) e Greene (2003).

### 4.3 TESTES DE CO-INTEGRAÇÃO

De acordo com Asche, Bremnes e Wessells (1999) e Asche, Gordon e Hannesson (2004), dadas duas séries de preços  $P_t^A$  e  $P_t^B$ , o modelo empírico para testar a integração de mercado ou a Lei do Preço Único (LPU) é dado pela seguinte relação:

$$\ln P_t^A = \alpha + \beta \ln P_t^B + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde: i) a hipótese nula que satisfaz a LPU, ou a perfeita integração de mercado, é  $\beta=1$  e  $\alpha=0$ ; ii) o coeficiente  $\beta$  é a elasticidade de transmissão de preços; iii) quando a constante ( $\alpha$ ) difere de zero, isto é interpretado como presença de custos de transação e; iv) os desvios da LPU são causados pelo termo de erro ( $\varepsilon_t$ ).

Se os logaritmos dos preços forem integrados de mesma ordem, então a equação (4) pode ser usada para o teste de co-integração de Engle e Granger (1987). De acordo com a abordagem de Engle e Granger, estima-se a equação (4) por MQO e utiliza os resíduos estimados dessa regressão como um processo auto-regressivo de primeira ordem - AR(1), a fim de verificar se os resíduos são estacionários, conforme (5).

$$\Delta \varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + v_t \quad (5)$$

Onde:  $\varepsilon_t$  é um processo ruído branco e o parâmetro de interesse é  $\rho$ . A hipótese nula a ser testada é que não há co-integração. Dessa forma, se  $\rho = 0$ , os resíduos são não-estacionários, não se rejeita a hipótese nula e, conseqüentemente, as variáveis não são co-integradas. Pode-se observar que a equação (5) independe do fato de  $\varepsilon_{t-1}$  ser negativo ou positivo (ENDERS E GRANGER, 1998).

Uma das limitações de se trabalhar com o método de Engle e Granger ocorre quando se tem mais do que duas variáveis no sistema, pois este procedimento não possibilita identificar quais são os vetores que estão co-integrados (Enders, 2004).

Posteriormente Johansen (1988) desenvolveu uma metodologia para testar a co-integração entre duas ou mais variáveis, através do método de máxima verossimilhança. O procedimento multivariado de Johansen para teste de co-integração se baseia na relação entre o posto (*rank*) da matriz e suas raízes características, onde o *rank* refere-se ao número de

vetores de co-integração. Segundo Enders (2004), intuitivamente o procedimento de Johansen é uma generalização multivariada do teste de Dickey-Fuller.

A fim de descrever brevemente o procedimento de Johansen (1988), de acordo com Dennis et.al. (2005), considere o modelo VAR de dimensão  $p$  e erros gaussianos:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T. \quad (6)$$

Onde:  $X_0, \dots, X_{k+1}$  são fixados,  $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_t$  seguem distribuição normal com média zero e variância  $\Omega$  e  $D_t$  é um vetor de variáveis determinísticas, tais como constante, tendência linear e *dummies* sazonais ou de intervenção.

O objetivo da análise de co-integração, conforme Dennis et.al. (2005), é distinguir entre a estacionariedade criada por combinação linear e a estacionariedade criada por diferenciação. Assim, o modelo da equação (6) é reformulado na forma de correção de erros, conforme equação (7).

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Onde:  $\Pi X_{t-1}$  é o vetor de correção de erros;  $X_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) que deve ser testado por co-integração, e  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ ;  $\Gamma$  é a matriz que contém os coeficientes que medem a velocidade de ajustamento do modelo no curto prazo e;  $\Pi$  é a matriz dos coeficientes que medem o ajustamento de longo prazo.

Em relação ao vetor de correção de erros  $\Pi X_{t-1}$ ,  $\Pi$  pode ser escrita como  $\Pi = \alpha \beta'$ , então quando o *rank* é igual a um ( $r = 1$ ), tem-se que:

$$\Pi X_{t-1} = \alpha \beta' X_{t-1} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{pmatrix} (\beta_1 \dots \beta_n) \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ \vdots \\ X_{nt-n} \end{pmatrix} \quad (8)$$

É conveniente normalizar pelo coeficiente de uma das variáveis. Então, normalizando para a variável  $X_1$ , tem-se que:

$$\Pi X_{t-1} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{pmatrix} (\beta_1 X_{1t-1} + \dots + \beta_n X_{nt-1}) \beta_1 / \beta_1 \quad (9)$$

$$\Pi X_{t-1} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{pmatrix} \beta_1 (X_{1t-1} + \dots + \frac{\beta_n}{\beta_1} X_{nt-1}) \quad (10)$$

$$= \begin{pmatrix} \alpha_1 \cdot \beta_1 \\ \vdots \\ \alpha_n \cdot \beta_1 \end{pmatrix} (X_{1t-1} + \dots + \frac{\beta_n}{\beta_1} X_{nt-1}) \quad (11)$$

$$= \begin{pmatrix} \tilde{\alpha}_1 \\ \vdots \\ \tilde{\alpha}_n \end{pmatrix} (VC) \quad (12)$$

Onde: VC representa o vetor de co-integração do sistema e o vetor  $(\tilde{\alpha}_1, \dots, \tilde{\alpha}_n)$  mede a velocidade de ajustamento de longo prazo das variáveis do sistema.

Segundo Enders (1996), o número de vetores de co-integração é determinado pela análise do *rank* da matriz  $\Pi$ , que pode ser obtido examinando a significância das raízes características de  $\Pi$ , onde o *rank* da matriz é igual ao número de suas raízes características que são diferentes de zero. O teste para o número de raízes características que são insignificamente diferentes de 1 (um) pode ser feito utilizando as seguintes estatísticas:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (13)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (14)$$

Onde:  $\hat{\lambda}_i$  é o valor estimado das raízes características obtidas da matriz  $\Pi$  estimada e  $T$  é o número de observações utilizadas.

A primeira estatística, na equação (13), é chamada de teste do traço ( $\lambda_{trace}$ ) cuja hipótese nula é de que existem no máximo  $r$  vetores de co-integração. A segunda estatística é chamada de teste do máximo autovalor ( $\lambda_{max}$ ), que tem por objetivo examinar a existência de exatamente  $r$  vetores de co-integração contra a hipótese alternativa de  $r+1$  vetores de co-integração<sup>43</sup>.

Primeiramente será utilizado o teste de co-integração de Johansen para determinar se as regiões escolhidas para cada produto pertencem ao mesmo mercado econômico. De acordo com Fackler e Goodwin (2000), o número de relações de co-integração presentes em um sistema de  $n$  preços tem sido utilizado como um indicador da integração do mercado como um todo. Conforme Gonzáles-Rivera e Helfand (2001a, 2001b), utiliza-se o conjunto máximo de regiões,  $n$ , para uma determinada *commodity*, e faz-se o teste de Johansen para saber se há  $n-1$  vetores de co-integração. Caso não haja  $n-1$  vetores de co-integração, o próximo passo consiste em excluir uma das localidades e realizar um novo teste de Johansen.

Utiliza-se também o procedimento de Johansen para determinar o mercado central para cada produto analisado, que, de acordo com Gonzáles-Rivera e Helfand (2001a), pode ser feito através do teste de exogeneidade fraca. Para Enders (2004), em um sistema co-integrado, se uma variável não responde aos desvios da relação de equilíbrio de longo prazo, então ela é fracamente exógena. Dessa forma, uma variável possui exogeneidade fraca<sup>44</sup> se o parâmetro que mede a velocidade de ajustamento,  $\alpha_i$  (na equação 8), é igual a zero. Portanto, determinado o mercado central, serão formados os pares de mercado para cada produto analisado.

Para testar a hipótese de perfeita integração entre os pares de mercados de açúcar, álcool anidro e álcool hidratado, serão feitos testes de co-integração e, posteriormente, será testada a hipótese conjunta de que  $\alpha = 0$  e  $\beta = 1$  para o vetor de co-integração. Para isso, será realizado o teste de razão de máxima verossimilhança (Teste LR), que possui uma distribuição  $\chi^2$  com  $(n-r)$  graus de liberdade<sup>45</sup>.

Apesar da importância e vasta utilização dos modelos de co-integração nos estudos sobre integração de mercado, há dois pontos principais que são criticados. O primeiro deles é

<sup>43</sup> Os valores críticos de  $\lambda_{trace}$  e  $\lambda_{max}$  são obtidos através da técnica de Monte Carlo e podem ser vistos em Enders (2004).

<sup>44</sup> Sobre Exogeneidade fraca, ver também Engle, Hendry e Richard (1983).

<sup>45</sup> Goodwin e Piggott (2001) também utilizam o teste LR.



que os modelos tradicionais de co-integração assumem uma relação linear entre preços, que é inconsistente com a descontinuidade existente nas relações de comércio. A segunda crítica está relacionada aos custos de transação que não são considerados nesses modelos<sup>46</sup>.

Contudo, para Baulch (1997), a co-integração na análise de integração de mercado pode funcionar como um pré-teste para outros procedimentos econométricos de integração de mercado. Em vários trabalhos sobre integração de mercado<sup>47</sup>, primeiramente estima-se a relação de co-integração, para em seguida utilizar o modelo que considera o efeito do *threshold*.

#### 4.4 MODELO AUTO-REGRESSIVO COM *THRESHOLD* (TAR)<sup>48</sup>

De acordo com Campenhout (2007), o modelo auto-regressivo com *threshold*<sup>49</sup> tem sido amplamente utilizado em estudos de integração de mercado. Conforme Goodwin e Piggott (2001), a principal motivação deste modelo está em incorporar os custos de transação não observados pelos agentes, pois o reconhecimento da existência destes custos altera a maneira como é analisada a integração de mercado. Segundo Tsay (1998), os *thresholds* são funções dos custos de transação, taxa de juros, risco econômico etc. Na aplicação desta pesquisa, os *thresholds* irão representar os custos de transação entre as regiões produtoras de açúcar e álcool do Brasil.

No contexto de mercados integrados, o modelo TAR descreve o ajustamento de diferenciais de preço entre dois mercados no tempo. Sendo que este processo de ajustamento pode sofrer mudança caso o diferencial de preços esteja abaixo ou acima do *threshold* (CAMPENHOUT, 2007). Assim, os efeitos *threshold* em séries não-estacionárias de preços pressupõem que existe uma relação não-linear de equilíbrio de longo prazo entre os preços.

---

<sup>46</sup> Ver Balcome, Bailey e Brooks (2007) e Goodwin e Piggott(2001).

<sup>47</sup> Alguns trabalhos como Abdulai (2000), Goodwin e Piggott (2001) e Mattos (2008).

<sup>48</sup> Segundo Chan (1993), esse modelo também é chamado de Modelo *Self Exciting Threshold Autoregressive* (SETAR).

<sup>49</sup> O termo *threshold* pode ser traduzido como valor limite (ou limiar).

O modelo TAR foi proposto inicialmente por Tong (1978, 1983) apud Tsay (1989) e desde então tem se tornado comum em estudos de séries temporais não-lineares (CANER E HANSEN, 2001). Tsay (1989) desenvolveu procedimentos para testar a não-linearidade causada por *threshold* e modelagem TAR. Posteriormente, Balke e Fomby (1997) ampliaram a análise de modelos auto-regressivos com *threshold* incluindo co-integração.

De acordo com Tsay (2005), o modelo auto-regressivo com *threshold* (TAR) é motivado por algumas características não-lineares que são comumente observadas na prática, tal como assimetrias com padrão de declínio e aumento em um dado processo. Esta modelagem procura definir diferentes regimes e permite comportamentos dinâmicos distintos para as variáveis, dependendo do regime que ocorre (CORREA e MINELLA, 2005).

Conforme Enders (2004), uma especificação geral do modelo TAR pode ser descrita tal como em (15), cujos regimes são separados por um processo AR( $p$ ). Seja o comportamento da sequência  $P_t$  dado pelo modelo TAR com dois regimes<sup>50</sup>:

$$P_t = \begin{cases} a_{10} + a_{11}P_{t-1} + \dots + a_{1p}P_{t-p} + \varepsilon_{1t} & \text{se } P_{t-d} > \theta \\ a_{20} + a_{21}P_{t-1} + \dots + a_{2p}P_{t-p} + \varepsilon_{2t} & \text{se } P_{t-d} \leq \theta \end{cases} \quad (15)$$

Onde:  $\theta$  é o parâmetro que representa o *threshold* e descreve regimes alternativos; os coeficientes  $a$  representam o grau de persistência auto-regressivo para cada regime;  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  são os termos de erro;  $P_{t-d}$  é a variável de *threshold* e;  $d$  é o parâmetro de defasagem (*delay parameter*)<sup>51</sup> no ajustamento de  $P_t$ .

De um lado do *threshold*, a sequência de preços  $P_t$  é dirigida por um processo auto-regressivo (regime 1) e, do outro lado deste valor, tem-se um processo auto-regressivo diferente (regime 2), como se pode ver em (15). Embora  $P_t$  seja linear em cada regime, a possibilidade de mudança de regime significa que toda a sequência  $P_t$  é não-linear.

Se o *threshold* é conhecido, a estimação do modelo TAR dada por (15) é relativamente simples, através do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Nesse caso, separam-se as observações em que  $P_{t-d}$  está acima do *threshold* e as que estão abaixo do

<sup>50</sup> Se o número de *threshold* é igual a  $\theta$ , então tem-se  $\theta+1$  regimes. Assim, pode-se ter o caso de múltiplos regimes.

<sup>51</sup> De acordo com Enders (2004), o procedimento para determinar o valor do *delay parameter* ( $d$ ) é estimar o modelo TAR para cada potencial valor de  $d$ . Dessa maneira, o modelo que apresentar a menor soma dos quadrados dos resíduos será aquele que contém o valor mais apropriado do deste parâmetro.

mesmo e estima-se cada segmento da equação (15). Para determinar as defasagens ( $p$  e  $r$ ), pode-se utilizar o teste  $t$ , teste  $F$  ou os critérios Akaike (AIC) e/ou Schwarz (SBC).

Contudo, freqüentemente o valor do *threshold* não é conhecido, que é o caso da presente pesquisa. Para estimar o *threshold*, Chan (1993) mostra que o método dos mínimos quadrados produz estimativas consistentes. De acordo com Enders (2004), se o *threshold* ( $\theta$ ) é significativo, este deve estar entre os valores mínimos e máximos das séries de preço.

O parâmetro  $\theta$  deve estar dentro do intervalo que contém 80%<sup>52</sup> das observações intermediárias e cada ponto no intervalo é um potencial *threshold*. Por exemplo, se a primeira observação de  $P_t$  encontra-se dentro da banda intermediária, então considera-se que  $\theta = P_t$  e estima-se a equação (15). Se a segunda observação não cai dentro da banda, então não é necessário estimar essa equação e prossegue-se estimando a equação (15) para cada observação que se encontra dentro do intervalo. Depois de estimadas todas as equações, verifica-se qual delas apresenta a menor soma dos quadrados dos resíduos, sendo esta a que possui a estimativa consistente do *threshold*.

Para aplicação do modelo TAR à análise de integração de mercados espacialmente separados<sup>53</sup>, considere que o diferencial de preços entre dois mercados no tempo  $t$  é dado por:  $d_t = p_t - p_{c,t}$ , onde  $p_t$  é o preço no mercado que está sendo investigado e  $p_{c,t}$  é o preço no mercado central, ou de referência. Para estimar como o diferencial de preços no tempo  $t$  responde à diferenciais de preço no período anterior, então  $\Delta d_t = \rho d_{t-1} + \varepsilon_t$ , onde,  $\Delta d_t = d_t - d_{t-1}$ ;  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$  e  $\rho$  é a velocidade de ajustamento. Porém, para incorporar o efeito *threshold* nesse modelo, que é função dos custos de transação, tem-se o modelo TAR simétrico<sup>54</sup>, conforme equação (16):

$$\Delta d_t = \begin{cases} \rho_{out} d_{t-1} + \varepsilon_t & \text{se } d_{t-1} < -\theta & (\text{Regime externo}) \\ \rho_{in} d_{t-1} + \varepsilon_t & \text{se } -\theta \leq d_{t-1} \leq \theta & (\text{Regime interno}) \\ \rho_{out} d_{t-1} + \varepsilon_t & \text{se } d_{t-1} > \theta & (\text{Regime externo}) \end{cases} \quad (16)$$

No modelo TAR proposto acima, é necessário estimar dois parâmetros de ajustamento, onde um está dentro ( $\rho_{in}$ ) da banda formada pelo *threshold* ( $\theta$ ) e o outro está fora desta banda

<sup>52</sup> Conforme Enders (2004) esta percentagem pode ser de 70% ou 80%.

<sup>53</sup> Ver Campenhout (2007).

<sup>54</sup> O Modelo TAR simétrico é aquele que estima apenas um threshold, tal como pode ser visto nos trabalhos de Meyer (2004) e Campenhout (2007).

( $\rho_{out}$ ). De acordo com Campenhout (2007), a teoria sobre integração de mercados prediz que dentro da banda formada pelos custos de transação (regime interno), não há nenhum ajustamento devido a choques de preços.

O modelo TAR também pode ser aplicado para os resíduos da relação de co-integração, de forma que:

$$\Delta \varepsilon_t = \begin{cases} \rho_{in} \varepsilon_{t-1} + v_t, & \text{se } |\varepsilon_{t-1}| \leq \theta \\ \rho_{out} \varepsilon_{t-1} + v_t, & \text{se } |\varepsilon_{t-1}| > \theta \end{cases} \quad (17)$$

Onde a primeira equação do modelo TAR é o regime interno, cujos desvios absolutos são menores que o *threshold* e a segunda equação é o regime externo, cujos desvios absolutos excedem o *threshold*. Segundo Goodwin e Piggott (2001), o modelo TAR para o diferencial de preços e para os resíduos da relação de co-integração produzem resultados semelhantes das estimativas.

Além de considerar o custo de transação na análise, nos modelos TAR pode-se também analisar a velocidade de ajustamento aos desvios das condições de equilíbrio. Para análise da velocidade de ajustamento, alguns trabalhos como Mattos (2008), Campenhout (2007), Lo e Zivot (2001) e Goodwin e Piggott (2001) utilizam o cálculo da meia-vida. A meia-vida representa o período de tempo requerido para que  $\frac{1}{2}$  dos desvios do equilíbrio sejam eliminados (GOODWIN e PIGGOTT, 2001). Em outras palavras, segundo Campenhout (2007), a meia-vida ( $h$ ) é o tempo necessário para um dado choque retornar à metade de seu valor inicial, ou seja, é a solução para  $h$  em:  $d_{t+h} = \frac{d_t}{2}$ , onde  $d_t$  é o diferencial de preços entre mercados espacialmente separados.

Para calcular o valor de  $h$ , o coeficiente de interesse é aquele que mede a velocidade de ajustamento, que nos modelos AR(1) é dado por  $\rho$  e nos modelos TAR, são eles:  $\rho_{in}$  e  $\rho_{out}$ , conforme equações (16) e (17). Dessa maneira, o cálculo da meia-vida é dado pelas expressões (18) e (19):

$$h = \frac{\ln(0,5)}{\ln(1 + \rho)} \quad (18)$$

$$h_{TAR} = \frac{\ln(0,5)}{\ln(1 + \rho_{in} + \rho_{out})} \quad (19)$$

Onde a primeira equação se refere ao cálculo da meia-vida para um modelo AR(1) e a segunda ao modelo TAR<sup>55</sup>.

Os ajustamentos mais rápidos são esperados para o modelo TAR, pois este diferencia choques que estão acima e abaixo de certo limite (*threshold*). Dessa forma, quando o diferencial de preços (ou o desvio da relação de equilíbrio) supera os custos de transação, há oportunidade de ganhos no mercado através da arbitragem espacial. Porém, quando os choques são inferiores ao *threshold*, não há oportunidades lucrativas de arbitragem e assim, o ajustamento de preços deve ser mais lento, ou pode não ocorrer. Os modelos AR, por sua vez, não fazem essa diferenciação entre choques de magnitude maior e menor, de forma que os mesmos são eliminados independentemente de a arbitragem espacial ser ou não viável.

#### 4.5 TESTES PARA DETECTAR EFEITOS *THRESHOLD*

De acordo com Goodwin e Piggott (2001), é necessário testar a presença ou não de efeitos *threshold* e no caso destes efeitos serem confirmados, segue-se com a estimação, conforme foi descrita anteriormente. Os testes para detectar a presença de *thresholds* são desenvolvidos para testar não linearidade, como podem ser vistos em Tsay (1989) e Hansen (1996, 1997). Consoante Tsay (2005), como a não-linearidade pode ocorrer de diversas maneiras, não há um único teste que domina os demais no esforço de detectá-la.

##### 4.5.1 Teste de *F* de Tsay

O modelo auto-regressivo com *threshold* (TAR) constitui-se em um dos modelos não-lineares disponíveis na literatura. Assim, Tsay (1989) testa esse tipo de não-linearidade através do uso de uma autoregressão “ordenada” (*arranged autoregression*) e estimação

---

<sup>55</sup> Esta especificação da meia-vida para o modelo TAR está conforme Goodwin e Piggott(2001).

recursiva (TSAY, 2005). O teste está baseado na hipótese nula de que a variável em questão segue um modelo linear  $AR(p)$  e, conseqüentemente, a hipótese alternativa refere-se ao modelo  $TAR$ .

Segundo Tsay (1989), pode-se escrever o modelo  $TAR$  da seguinte forma:

$$P_t = a_o^{(j)} + \sum_{i=1}^p a_i^{(j)} P_{t-i} + \varepsilon_t^{(j)}, \quad \theta_{j-1} \leq P_{t-d} \leq \theta_j \quad (20)$$

Onde:  $j = 1, \dots, k$  regimes;  $d$  é o *delay parameter*, que é um número inteiro positivo; os *thresholds* são  $-\infty = \theta_0 < \theta_1 < \dots < \theta_k = \infty$ .

Para o modelo  $TAR$  conforme (20), o procedimento de Tsay consiste em ordenar as observações da variável de *threshold* de forma crescente, e então estimar a auto-regressão ordenada. Esse ordenamento dos dados faz com que o modelo  $TAR$  seja apresentado em termos da variável de *threshold* ao invés do tempo. Para isto, considere  $k = 2$  e um *threshold*  $\theta$ . Para um dado modelo  $TAR(2; p, d)$  com  $n$  observações, a variável de *threshold*  $P_{t-d}$  pode assumir valores  $\{P_h, \dots, P_{n-d}\}$ , onde  $h = \max\{1, p+1-d\}$ . Seja ainda  $\pi_i$  o índice de tempo da menor observação  $i$  de  $\{P_h, \dots, P_{n-d}\}$ . Portanto, o modelo pode ser escrito como:

$$\begin{aligned} P_{\pi_i+d} &= a_o^{(1)} + \sum_{v=1}^p a_v^{(1)} P_{\pi_i+d-v} + \varepsilon_{\pi_i+d}^{(1)}, \quad \text{se } i \leq s \\ P_{\pi_i+d} &= a_o^{(2)} + \sum_{v=1}^p a_v^{(2)} P_{\pi_i+d-v} + \varepsilon_{\pi_i+d}^{(2)}, \quad \text{se } i > s \end{aligned} \quad (21)$$

Onde  $s$  satisfaz  $P_{\pi_s} < \theta \leq P_{\pi_{s+1}}$ . Logo, a equação (21) é uma auto-regressão ordenada com os primeiros  $s$  casos no primeiro regime e o restante no segundo regime. Esta auto-regressão ordenada provê uma forma pela qual os dados são agrupados de modo que todas as observações em um grupo seguem o mesmo processo linear  $AR$ .

Para  $p$  e  $d$  fixos, o número efetivo de observações na auto-regressão ordenada é igual a  $n - d - h + 1$ . Assumindo que as auto-regressões recursivas iniciam com  $b$  observações, então há  $n - d - b - h + 1$  previsões dos resíduos disponíveis. Estimando por Mínimos Quadrados:

$$\hat{e}_{\pi_i+d} = \omega_0 + \sum_{v=1}^p \omega_v^{(1)} P_{\pi_i+d-v} + \eta_{\pi_i+d}^{(1)}, \quad (22)$$

para  $i = b+1, \dots, n-d-h+1$ .

Dessa forma, a estatística  $F$  associada é dada por:

$$\hat{F}(p, d) = \frac{(\sum \hat{e}_t^2 - \sum \hat{\eta}_t^2)/(p+1)}{\sum \hat{\eta}_t^2/(n-d-b-p-h)} \quad (23)$$

Onde  $\hat{\eta}_t^2$  é o resíduo de mínimos quadrados de (22).

Segundo Tsay (1989), suponha que  $P_t$  é um processo linear estacionário  $AR(p)$  e que  $P_t$  segue o modelo da equação (20) com  $k=1$ . Então, para  $n$  grande a estatística  $\hat{F}(p, d)$  definida em (23), segue aproximadamente uma distribuição  $F$  com  $p+1$  e  $n-d-b-p-h$  graus de liberdade. Além disso,  $(p+1)\hat{F}(p, d)$  é assintoticamente uma distribuição *qui-quadrado* com  $p+1$  graus de liberdade.

O teste  $F$  de Tsay (1989) também é conhecido como teste *TAR-F* e sua importância prática é detectar se o modelo TAR é mais adequado em relação ao modelo AR. Além disso, este teste possui a vantagem de testar a não-linearidade sem que seja necessário o conhecimento prévio do *threshold* ( $\theta$ ) e do número de regimes do modelo.

#### 4.5.2 Teste de Hansen (1997)

Considere uma especificação do modelo TAR conforme equação a seguir.

$$P_t = a_1 I_t P_{t-1} + a_2 (1 - I_t) P_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (24)$$

Onde:  $I_t = 1$  se  $P_{t-1} > \theta$  e  $I_t = 0$  se  $P_{t-1} \leq \theta$ .

É importante examinar se o modelo TAR da equação (24) é significativo. Deste modo, testa-se este modelo contra a hipótese nula de linearidade, que por sua vez é dada por um processo  $AR(1)$ , tal como:

$$P_t = a P_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (25)$$

De acordo com Enders (2004), caso o *threshold* seja conhecido, é possível utilizar o teste  $F$  padrão para verificar a significância conjunta dos parâmetros da equação (25). No entanto, se o *threshold* não é conhecido, que é o caso do presente trabalho, a distribuição assintótica do tradicional teste  $F$  não segue a distribuição  $\chi^2$ . Desta forma, Hansen (1996) mostra que a distribuição assintótica pode ser aproximada seguindo o procedimento de *bootstrap*.

Conforme o teste de Hansen (1997), ao estimar o valor do *threshold* que melhor se ajusta ao modelo TAR, é obtida a variância estimada de  $\varepsilon_{1t}$ , chamada de  $\sigma_1^2$ . Em seguida, estima-se o modelo linear da equação (25) para produzir a variância estimada de  $\varepsilon_{2t}$ , chamada de  $\sigma_2^2$ . Para  $n$  observações, o teste  $F$  padrão pode ser construído, de acordo com a equação (26):

$$F = n \left( \frac{\sigma_2^2 - \sigma_1^2}{\sigma_1^2} \right) \quad (26)$$

Contudo, o valor do teste  $F$ , conforme (26), não pode ser comparado com o valor crítico da tabela  $F$ . Assim, é necessário obter uma amostra  $n$  de números aleatórios normalmente distribuídos, com média zero e variância igual a um. Então, seja  $\mu_t$  o conjunto de números aleatórios, considera-se  $\mu_t$  como uma variável dependente, que será regredida (por MQO) contra os valores de  $P_{t-1}$ . Desta forma, se obterá a estimativa de  $\sigma_2^2$ , que será chamada de  $\sigma_2^{*2}$ . Para cada valor potencial do *threshold*, estima-se a regressão na forma:  $\mu_t = \alpha I_t P_{t-1} + \beta (1 - I_t) P_{t-1}$  e utiliza-se a regressão que apresentar o melhor ajuste, cuja variância dos resíduos será chamada de  $\sigma_1^{*2}$ . Utilizando as variâncias  $\sigma_1^{*2}$  e  $\sigma_2^{*2}$ , calcula-se o teste  $F^*$ , conforme (27).

$$F^* = n \left( \frac{\sigma_2^{*2} - \sigma_1^{*2}}{\sigma_1^{*2}} \right) \quad (27)$$



Tal processo é repetido  $n$  vezes<sup>56</sup> para obter a distribuição  $F^*$ . Se o valor de  $F$  exceder o percentil 95 para  $F^*$ , então rejeita-se a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 5%. Hansen (1996) mostra que este procedimento produz uma distribuição assintoticamente correta para esta classe de modelos. De acordo com Sephton (2003), o teste de Hansen ainda possui a vantagem de considerar erros heterocedásticos, pois isto pode ter impacto significativo na inferência.

#### 4.6 MODELO DE CO-INTEGRAÇÃO COM *THRESHOLD* (*THRESHOLD COINTEGRATION*)

Em estudos de integração de mercado em que as variáveis são co-integradas, pode-se modelar um termo de correção de erro, que segundo Balke e Fomby (1997) descreve como as variáveis respondem aos desvios do equilíbrio. Em outras palavras, o modelo de correção de erro é um processo de ajustamento através do qual o equilíbrio de longo prazo é mantido.

Sephton (2003) afirma que o conceito inicial de co-integração assume que a relação de equilíbrio é linear e estável ao longo do tempo. No entanto, há a possibilidade de que os movimentos em torno do equilíbrio não ocorram necessariamente a cada período de tempo. De acordo com Meyer (2004), esta hipótese de linearidade implica que mesmo pequenos desvios do equilíbrio de longo prazo sempre levarão a um processo de ajustamento em cada mercado. Assim, pode-se chegar a resultados enviesados pelo fato de não se considerar o impacto dos custos de transação, que não permitirão que o ajustamento dos preços seja de forma linear e contínua.

Conforme Balke e Fomby (1997), somente quando o desvio do equilíbrio excede um limite crítico, os benefícios do ajustamento excedem os custos de transação e os agentes econômicos agem de forma a restabelecer o equilíbrio. Neste contexto, a co-integração com *threshold*<sup>57</sup> se constitui em um avanço teórico para os estudos de integração de mercado, pois

<sup>56</sup> O número de réplicas pode ser em torno de 1000, conforme Hansen (1997).

<sup>57</sup> Os trabalhos de Balke e Fomby (1997), Enders e Granger (1998), Goodwin e Piggott (2001), Hansen e Seo (2002) e Sephton (2003) são exemplos de estudos sobre transmissão de preço que utilizam modelos de correção de erro com *threshold*.

permite que a relação de equilíbrio sofra mudanças de acordo com o valor do *threshold*, que representa os custos de transação.

A co-integração com *threshold* foi inicialmente proposta por Balke e Fomby (1997), como uma tentativa de mesclar modelos de co-integração, considerando a não-linearidade. Assim, este modelo considera a não-linearidade no ajustamento ao equilíbrio de longo prazo e, segundo Meyer (2004), quantifica o ajustamento de preços, considerando os efeitos *threshold*.

Seguindo Goodwin e Piggott (2001), considere uma relação de co-integração padrão dada pela equação (28), que representa um equilíbrio econômico.

$$P_{1t} - a_1 P_{2t} - a_2 P_{3t} - \dots a_k P_{kt} = \varepsilon_t \quad (28)$$

$$\text{Onde: } \varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + e_t$$

A co-integração das variáveis  $P_{it}$  depende da natureza auto-regressiva de  $\varepsilon_t$ . Se  $\rho$  aproxima-se de 1, desvios do equilíbrio tornam-se não-estacionários e conseqüentemente as variáveis  $P_{it}$  não são co-integradas.

Pode-se estender para o caso em que  $\varepsilon_t$  segue uma auto-regressão com *threshold*, onde:

$$\rho = \begin{cases} \rho^{(1)} & \text{se } |\varepsilon_{t-d}| \leq \theta \\ \rho^{(2)} & \text{se } |\varepsilon_{t-d}| > \theta, \end{cases} \quad (29)$$

Sendo  $\theta$  o *threshold* e  $d$  é o parâmetro de defasagem (*delay parameter*) no ajustamento de  $\varepsilon_t$ . No caso de  $\rho^{(1)} = 1$ , significa que, para pequenos desvios do equilíbrio, a relação é caracterizada por um passeio aleatório.

Um vetor de correção de erro com representação equivalente para o modelo *threshold* (TVECM) pode ser escrito da seguinte forma:

$$\Delta P_t = \begin{cases} \sum_{i=1}^p \beta_i^{(1)} \Delta P_{t-i} + \alpha^{(1)} \varepsilon_{t-1} + v_t^{(1)} & se \ |\varepsilon_{t-1}| \leq \theta \\ \sum_{i=1}^q \beta_i^{(2)} \Delta P_{t-i} + \alpha^{(2)} \varepsilon_{t-1} + v_t^{(2)} & se \ |\varepsilon_{t-1}| > \theta \end{cases} \quad (30)$$

Onde:  $\varepsilon_{t-1}$  é o termo de correção de erro, que representa os desvios do equilíbrio de longo prazo;  $v_t$  é o resíduo com média zero e;  $P_{t-1}$  é dado por:

$$P_{t-1} = \begin{bmatrix} 1 \\ \varepsilon_{t-1} \\ \Delta P_{t-1} \\ \Delta P_{t-2} \\ \vdots \\ \Delta P_{t-i} \end{bmatrix} \quad (31)$$

De acordo com Balke e Fomby (1997), esse modelo pode ser generalizado para múltiplos *thresholds*. Seguindo Martens, Kofman e Vorst (1998) e Goodwin e Piggott (2001), neste trabalho, será estimado um modelo de correção de erros com dois *thresholds* ( $\theta_1$  e  $\theta_2$ ) e três regimes, que será chamado de TVEC<sub>3</sub>. Para o caso de duas regiões A e B, o modelo TVEC<sub>3</sub> pode ser expresso pela equação (32).

Regime 1:

$$\begin{bmatrix} \Delta p_t^A \\ \Delta p_t^B \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_1^{(1)} \\ \phi_2^{(1)} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_i^{A,A} & \beta_i^{A,B} \\ \beta_i^{B,A} & \beta_i^{B,B} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-i}^A \\ \Delta p_{t-i}^B \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1^A \\ \alpha_1^B \end{bmatrix} [\varepsilon_{t-1}] + \begin{bmatrix} v_t^{(1)} \\ v_t^{(1)} \end{bmatrix}, \quad se \ \varepsilon_{t-1} < \theta_1$$

Regime 2:

$$\begin{bmatrix} \Delta p_t^A \\ \Delta p_t^B \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_3^{(2)} \\ \phi_4^{(2)} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_i^{A,A} & \beta_i^{A,B} \\ \beta_i^{B,A} & \beta_i^{B,B} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-i}^A \\ \Delta p_{t-i}^B \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_2^A \\ \alpha_2^B \end{bmatrix} [\varepsilon_{t-1}] + \begin{bmatrix} v_t^{(2)} \\ v_t^{(2)} \end{bmatrix}, \quad se \ \theta_1 \leq \varepsilon_{t-1} \leq \theta_2 \quad (32)$$

Regime 3:

$$\begin{bmatrix} \Delta p_t^A \\ \Delta p_t^B \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_5^{(3)} \\ \phi_6^{(3)} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_i^{A,A} & \beta_i^{A,B} \\ \beta_i^{B,A} & \beta_i^{B,B} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-i}^A \\ \Delta p_{t-i}^B \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_3^A \\ \alpha_3^B \end{bmatrix} [\varepsilon_{t-1}] + \begin{bmatrix} v_t^{(3)} \\ v_t^{(3)} \end{bmatrix}, \quad se \ \varepsilon_{t-1} > \theta_2$$

Onde:

$\beta_i$  são coeficientes que captam os ajustamentos de curto prazo;

$\alpha_i$  são os coeficiente de ajustamento de longo prazo e;

$\varepsilon_{t-1}$  é o termo de correção de erro, que representa os desvios do equilíbrio de longo prazo entre os preços das localidades A e B.

Segundo Goodwin e Piggott (2001) e Meyer (2004), o regime que está entre os dois *thresholds* é interpretado como uma banda de não ajustamento (ou banda neutra), na qual os desvios do equilíbrio são de pequena magnitude a ponto de não causar ajustamento de preço. Conforme Meyer (2004), um modelo com dois *thresholds* permite analisar impactos tanto positivos como negativos dos desvios do equilíbrio fora da banda neutra.

A estimação do modelo TVEC<sub>3</sub> segue abordagem padrão, como descrita em Goodwin e Piggott (2001). A partir deste procedimento, foi construído um *grid search* (grade de busca) bidimensional para estimar os *thresholds* ( $\theta_1$  e  $\theta_2$ ), através da minimização da soma dos quadrados dos erros, que, por sua vez, está baseada no traço da matriz de variância-covariância dos resíduos. A busca por  $\theta_1$  foi feita entre 5% e 95%<sup>58</sup> dos maiores valores negativos<sup>59</sup> do termo de correção de erro. E a procura por  $\theta_2$  foi realizada entre 5% e 95% dos maiores valores positivos do termo de correção de erro. Dessa forma, cada regime deverá conter ao menos 5% das observações.

De acordo com Mattos (2008), são realizadas estimações sequenciais do modelo TVEC, condicionadas aos diferentes valores dos *thresholds* estimados até que a soma dos quadrados dos erros seja minimizada. Após encontrar os parâmetros  $\theta_1$  e  $\theta_2$ , o modelo TVEC da expressão (32) foi estimado pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários, condicionado aos valores estimados de  $\theta_1$  e  $\theta_2$ .

Portanto, a aplicação prática da estimação dos dois *thresholds* obtidos pelo modelo TVEC<sub>3</sub> será de determinar a banda de não ajustamento dos preços, que é decorrente de custos de transação. Além disso, serão verificadas as assimetrias no ajustamento de preços fora desta

<sup>58</sup> Goodwin e Piggott (2001) fazem a busca entre 1% e 99%.

<sup>59</sup> Maiores valores em absoluto.

banda neutra, ou seja, a forma pela qual serão transmitidos aumentos e reduções de preços do mercado central para os demais mercados.

Para analisar os dados desta pesquisa e estimar os modelos descritos neste capítulo, foram utilizados os seguintes *softwares* econométricos: RATS 7.0, CATS 2.0 e o EVIEWS 5.0. Este último foi utilizado para estimar os modelos TAR e TVEC, cuja rotina de programação foi construída por Mattos (2008).

## CAPÍTULO 5

### APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

O presente capítulo traz a apresentação e análise dos resultados obtidos neste trabalho. O item 5.1 apresenta as estatísticas descritivas e o resultado do teste de raiz unitária para cada série de preço utilizada. No item 5.2, são realizados testes de co-integração de Johansen com o objetivo de determinar o mercado econômico nos quais as localidades analisadas se inserem, bem como o mercado central formador de preço para cada produto. Nos itens 5.3, 5.4 e 5.5, são apresentados os resultados quanto à transmissão dos preços entre mercados espacialmente separados de açúcar, álcool anidro e álcool hidratado, respectivamente. Nestes últimos itens, primeiramente são feitos os testes de integração de mercado sem considerar o efeito do custo de transação e depois este efeito é introduzidos através da modelagem auto-regressiva com *Threshold* e do modelo de co-integração com *Threshold*.

#### 5.1 PREÇOS DE AÇÚCAR E ÁLCOOL EM DIFERENTES MERCADOS NO BRASIL: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Os resultados obtidos neste capítulo estão baseados nas séries de preço do açúcar, álcool anidro e álcool hidratado referentes aos seguintes estados brasileiros: Alagoas, Pernambuco, São Paulo (especificamente as cidades de Araçatuba, Paulínia e Ribeirão Preto), Paraná (apenas Maringá) e Minas Gerais (região do Triângulo Mineiro).

Dos mercados de açúcar analisados, Alagoas e Pernambuco apresentam preços médios mais elevados, de R\$ 37,26 e 36,89 por saca de 50Kg, respectivamente. Os mercados de açúcar localizados nos estados de São Paulo, Paraná e Minas Gerais possuem preços médios do açúcar menores em relação aos do Nordeste. Pelo desvio-padrão, observa-se que os

mercados localizados no Nordeste possuem maior dispersão em torno da média em relação aos demais mercados. O menor preço médio do açúcar é verificado em Araçatuba – SP, no valor de R\$ 30,37 a saca de 50kg. Observa-se na tabela 5.1 que o menor preço mínimo do açúcar também é verificado em Araçatuba, enquanto os maiores preços máximo estão em Alagoas e Pernambuco.

**Tabela 5.1 - Estatísticas descritivas das séries de preço do açúcar (R\$/sc50Kg) em diferentes regiões do Brasil: 07 de maio de 2003 a 31 de dezembro de 2008**

Séries de Preço	Obs.	Média	Desvio-Padrão	Valor mínimo	Valor máximo
Alagoas - AL	1404	37,26	9,65	22,50	62,00
Pernambuco - PE	1404	36,89	9,68	22,00	62,00
Triângulo Mineiro - MG	1404	31,47	8,15	19,00	54,00
Maringá - PR	1404	31,37	8,12	18,50	54,00
Ribeirão Preto - SP	1404	30,77	8,32	17,50	54,00
Araçatuba - SP	1404	30,37	8,36	17,00	53,50

Fonte: dados da pesquisa.

A tabela 5.2 apresenta as séries de preços do álcool anidro em Alagoas, Araçatuba, Paulínia, Maringá e Ribeirão Preto. O preço médio do álcool anidro, em Alagoas, foi de R\$ 0,97 por litro, sendo o maior preço médio dentre os mercados citados. O menor preço médio foi verificado em Araçatuba, R\$ 0,77 por litro, porém, o desvio-padrão foi ligeiramente maior do que o observado em Alagoas. Os menores preços mínimos são verificados em Araçatuba e os maiores preços máximo estão em Alagoas e Paulínia.

A tabela 5.3 mostra as informações das séries de preço do álcool hidratado de 20 de julho de 2005 a 31 de dezembro de 2008 nos mercados de Alagoas, Paulínia, Maringá e Ribeirão Preto. Observa-se que o maior preço médio é verificado em Alagoas (R\$ 0,92 por litro) e o menor em Ribeirão Preto (R\$ 0,82 por litro). O maior preço mínimo foi verificado em Alagoas (R\$ 0,67 por litro) e o menor preço mínimo está em Ribeirão Preto (R\$ 0,58 por litro). Porém, os maiores preços máximos têm valores próximos entre os mercados analisados de álcool hidratado, sendo o maior valor máximo observado em Paulínia (R\$ 1,35 por litro).

**Tabela 5.2 - Estatísticas descritivas das séries de preço do álcool anidro (R\$/l) em diferentes regiões do Brasil: 07 de maio de 2003 a 31 de dezembro de 2008**

Séries de Preço	Obs.	Média	Desvio-Padrão	Valor mínimo	Valor máximo
Alagoas - AL	1404	0,97	0,16	0,65	1,35
Paulínia - SP	1404	0,89	0,17	0,43	1,35
Maringá - PR	1404	0,88	0,17	0,45	1,32
Ribeirão Preto - SP	1404	0,86	0,17	0,39	1,30
Araçatuba - SP	1404	0,77	0,17	0,27	1,17

Fonte: dados da pesquisa.

**Tabela 5.3 - Estatísticas descritivas das séries de preço do álcool hidratado (R\$/l) em diferentes regiões do Brasil: 20 de julho de 2005 a 31 de dezembro de 2008**

Séries de Preço	Obs.	Média	Desvio-Padrão	Valor mínimo	Valor máximo
Alagoas - AL	850	0,92	0,11	0,67	1,32
Paulínia - SP	850	0,90	0,17	0,62	1,35
Maringá - PR	850	0,84	0,15	0,60	1,32
Ribeirão Preto - SP	850	0,82	0,15	0,58	1,32

Fonte: dados da pesquisa.

Em geral, para os três produtos do setor sucroalcooleiro, os preços médios mais elevados tendem a se concentrar nos estados de Alagoas e Pernambuco e os menores preços médios se verificam em cidades localizadas no estado de São Paulo, como Araçatuba e Ribeirão Preto. Essa análise das estatísticas descritivas dá indícios de que o mercado central para o açúcar, álcool anidro e álcool hidratado pode estar localizado em Araçatuba ou Ribeirão Preto, pois possuem os menores preços médios destes produtos, em relação aos outros mercados analisados. Além disso, os municípios de Araçatuba ou Ribeirão Preto estão localizados em São Paulo, que é o maior produtor de açúcar e álcool do Brasil<sup>60</sup>.

A partir das séries de preços em logaritmo para o açúcar, álcool anidro e álcool hidratado, realizou-se o teste para examinar a presença de raiz unitária nas séries em nível e em primeira diferença. Através do teste de Dikey-Fuller aumentado (ADF), foi possível identificar a presença de raiz unitária em todas as séries de preço de açúcar, álcool anidro e álcool hidratado. Os resultados do teste ADF são apresentados nas tabelas A.1, A.2 e A.3 do Apêndice. Em todos os casos das séries em nível, a hipótese nula de presença de raiz unitária

<sup>60</sup> Dentre as regiões estudadas por Goodwin e Piggott (2001) para os casos do milho e soja na Carolina do Norte, eles consideram como mercado central a localidade que possui maior volume de produção para cada produto.



não foi rejeitada ao nível de significância de 1%, considerando a especificação da equação do teste ADF apenas com constante. Porém, para as séries diferenciadas, rejeitou-se a hipótese de raiz unitária a 1% de significância, com a especificação da equação do teste ADF sem tendência e sem constante. Portanto, todas as séries são integradas de primeira ordem,  $I(1)$ . Para a escolha do número de defasagens presentes nos modelos, foram utilizados os critérios de informação de Akaike (AIC) e o teste Ljung-Box (LB).

## 5.2 DETERMINAÇÃO DO MERCADO ECONÔMICO E DO MERCADO CENTRAL

Neste item, são apresentados os resultados sobre a delimitação espacial dos mercados de açúcar, álcool anidro e álcool hidratado. Além disso, são determinados os mercados centrais para cada produto.

De acordo com Fackler e Goodwin (2000), o número de relações de co-integração presentes em um sistema de  $n$  preços é utilizado como um indicador do grau de integração do mercado como um todo. Desse modo, foi aplicado o teste de co-integração de Johansen, para cada produto e seus respectivos mercados. Tal como em Gonzáles-Rivera e Helfand (2001a, 2001b), foi utilizado o conjunto máximo de regiões disponíveis ( $n$ ) para cada *commodity* sucroalcooleira e foi testado se há  $n-1$  vetores de co-integração.

As tabelas 5.4, 5.5 e 5.6 mostram os resultados do teste de co-integração de Johansen para o açúcar, álcool anidro e álcool hidratado, que determina o número de vetores de co-integração através dos testes do traço e do máximo autovalor.

De acordo com a tabela 5.4 observa-se que há cinco vetores de co-integração, de forma que os seis mercados considerados para o açúcar (Alagoas, Araçatuba, Maringá, Pernambuco, Ribeirão Preto e Triângulo Mineiro) fazem parte do mesmo mercado econômico de açúcar no Brasil.

**Tabela 5.4 - Teste de Co-integração de Johansen: Açúcar nos mercados de Alagoas, Araçatuba, Maringá, Pernambuco, Ribeirão Preto e Triângulo Mineiro**

<i>Rank = r</i>	<i>Autovalor</i>	<i>Teste do Traço</i>	<i>Valor crítico (5%)</i>	<i>P- value</i>
$r = 0$	0,165	562,074**	83,820	0,000
$r \leq 1$	0,107	308,993**	59,961	0,000
$r \leq 2$	0,062	150,274**	40,095	0,000
$r \leq 3$	0,027	60,145**	24,214	0,000
$r \leq 4$	0,016	22,008**	12,282	0,000
$r \leq 5$	0,000	0,068	4,071	0,856

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \*\* Rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5 %.

Com relação ao álcool anidro, observa-se na tabela 5.5 que há quatro relações de co-integração, de forma que os mercados de Alagoas, Araçatuba, Paulínia, Maringá e Ribeirão Preto fazem parte do mesmo mercado econômico de álcool anidro no Brasil.

**Tabela 5.5 - Teste de Co-integração de Johansen: Alcool anidro nos mercados de Alagoas, Araçatuba, Paulínia, Maringá e Ribeirão Preto**

<i>Rank = r</i>	<i>Autovalor</i>	<i>Teste do Traço</i>	<i>Valor crítico (5%)</i>	<i>P- value</i>
$r = 0$	0,164	410,422**	59,961	0,000
$r \leq 1$	0,076	159,020**	40,095	0,000
$r \leq 2$	0,025	47,557**	24,214	0,000
$r \leq 3$	0,009	12,615**	12,282	0,044
$r \leq 4$	0,000	0,170	4,071	0,751

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \*\* Rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5 %.

Para o álcool hidratado, foram encontradas três relações de co-integração, de modo que os mercados de Alagoas, Paulínia, Maringá e Ribeirão Preto constituem um mesmo mercado econômico de álcool hidratado no país (Tabela 5.6).

**Tabela 5.6 - Teste de Co-integração de Johansen: Álcool hidratado nos mercados de Alagoas, Paulínia, Maringá e Ribeirão Preto**

<i>Rank</i> = <i>r</i>	Autovalor	Teste do Traço	Valor crítico (5%)	<i>P</i> -value
<i>r</i> = 0	0,168	201,914**	63,659	0,000
<i>r</i> ≤ 1	0,026	46,203**	42,770	0,021
<i>r</i> ≤ 2	0,020	23,737**	25,731	0,089
<i>r</i> ≤ 3	0,007	6,263	12,448	0,438

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \*\* Rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5 %.

O procedimento de Johansen também foi utilizado para determinar o mercado central para cada produto analisado, que, de acordo com Gonzáles-Rivera e Helfand (2001a), pode ser feito através do teste de exogeneidade fraca. Conforme Enders (2004), em um sistema co-integrado, uma variável é fracamente exógena se não responde aos desvios da relação de equilíbrio de longo prazo. Intuitivamente, no teste de Johansen, todas as variáveis são tratadas como endógenas, de modo que torna-se necessário determinar qual das séries de preço analisadas pode ser considerada exógena em relação às demais<sup>61</sup>, sendo este o mercado central.

O teste de exogeneidade fraca é realizado a partir do teste de razão de verossimilhança (teste LR), cuja hipótese nula é que a variável é exogenamente fraca e segue uma distribuição  $\chi^2$  com *r* graus de liberdade, onde *r* é o número de vetores de co-integração. De acordo com este teste, o mercado de Ribeirão Preto para o açúcar, álcool anidro e álcool hidratado foi considerado fracamente exógeno, conforme as tabelas A.4, A.5 e A.6 do Apêndice. Desse modo, Ribeirão Preto constitui-se no mercado central para cada produto do setor sucroalcooleiro considerado neste estudo.

Conforme a teoria sobre integração de mercado, a distância entre os mercados é um fator importante a ser considerado, pois, segundo Gonzáles-Rivera e Helfand (2001a), os determinantes da integração dos mercados incluem: distância entre as regiões, infra-estrutura, produção e custos de transação. Além disso, os custos de transação tendem a aumentar com a distância entre as regiões e o tempo requerido para transferir bens e informações. A seguir, a tabela 5.7 mostra a distância (em Km) do mercado central (Ribeirão Preto) aos demais

<sup>61</sup> Ver Costa (2004).

mercados analisados neste estudo. De acordo com esta tabela, as maiores distâncias para o mercado central são verificadas em Pernambuco e Alagoas, de modo que se espera que haja maiores custos de transação entre essas regiões e Ribeirão Preto.

**Tabela 5.7 - Distâncias entre os mercados analisados**

<b>Mercados</b>	<b>Distâncias entre mercados <sup>(1)</sup> (Mercado Central: Ribeirão Preto)</b>
Pernambuco <sup>(2)</sup>	2.589 Km
Alagoas <sup>(3)</sup>	2.382 Km
Maringá	574 Km
Araçatuba	331Km
Uberlândia <sup>(4)</sup>	281 Km
Paulínia <sup>(5)</sup>	219 Km

Fonte: DNIT. Disponível em: <<http://www1.dnit.gov.br/rodovias/distancias/distancias.asp>>.

Notas: <sup>1</sup> Segundo o DNIT, a distância entre duas cidades é medida de centro a centro e os caminhos são os mais curtos, dando preferência às rodovias asfaltadas.

<sup>2</sup> Distância entre Ribeirão Preto e Recife.

<sup>3</sup> Distância entre Ribeirão Preto e a capital Maceió.

<sup>4</sup> Uma das cidades que compõem o Triângulo Mineiro.

<sup>5</sup> A distância entre Ribeirão Preto e Paulínia está disponível em: <<http://www.emsampa.com.br/xspxribpbra.htm>>.

Ao determinar o mercado central para as *commodities* consideradas, é possível estabelecer os pares de mercados para as análises bivariadas. Assim, na próxima etapa do estudo, será investigado o processo de transmissão de preços do mercado central para cada mercado secundário, a fim de analisar a integração de mercado entre mercados espacialmente separados de açúcar e álcool no Brasil.

### 5.3 TRANSMISSÃO DOS PREÇOS DO AÇÚCAR EM MERCADOS ESPACIALMENTE SEPARADOS

#### 5.3.1 Evidências iniciais sobre a integração dos mercados de açúcar no Brasil

Esta seção analisa os cinco pares de mercados de açúcar, tendo Ribeirão Preto como o mercado central. Primeiramente foram analisadas as estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) da relação de co-integração de cada par de mercados de açúcar. De acordo com a hipótese de perfeita integração de mercado, os coeficientes da relação de co-integração devem ser de tal forma que  $\alpha$  seja igual a 0 e  $\beta$  igual a 1. O coeficiente  $\beta$  mede a elasticidade de transmissão de preços entre o mercado central e o mercado secundário, uma vez que os preços são considerados no logaritmo natural.

Os resultados encontrados na tabela 5.8 mostram que o par de mercados Araçatuba/Ribeirão Preto apresenta estimativa do coeficiente  $\beta$  mais próxima da unidade ( $\beta > 1$ ), indicando alta elasticidade de transmissão de preços entre o mercado central e Araçatuba. Para todos os mercados de açúcar considerados na tabela 5.8, as estimativas de  $\alpha$  são estatisticamente diferentes de zero, indicando que há custos de transação.

**Tabela 5.8 - Estimativa da relação de co-integração pelo Método dos Mínimos Quadrados (MQO), considerando Ribeirão Preto como mercado central - açúcar**

<b>Mercados</b> (Variáveis dependentes – log dos preços)	$\alpha$	$\beta$	$R^2$
Alagoas	0,6760 (18,113)	0,8581 (78,245)	0,8137
Araçatuba	-0,0781 (-22,072)	1,0188 (979,546)	0,9985
Maringá	0,3960 (12,072)	0,8898 (92,317)	0,8587
Pernambuco	0,6156 (16,1595)	0,8727 (77,949)	0,8125
Triângulo Mineiro	0,1996 (20,282)	0,9487 (328,045)	0,9871

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observações: Os valores entre parênteses referem-se à estatística  $t$  de *Student*. Todos os parâmetros são estatisticamente significativos a 1%. A variável independente em cada modelo é o logaritmo do preço do mercado central.

Dessa forma, nos mercados de açúcar, pode haver uma relação não constante entre os preços e proporcionais custos de transação, sobretudo nos mercados localizados em Alagoas, Pernambuco e Maringá com respeito a Ribeirão Preto. No entanto, devido a não-estacionariedade das séries de preço de açúcar utilizadas, torna-se necessário verificar se cada um dos pares de mercados do açúcar são co-integrados.

A partir do teste de co-integração de Johansen foi confirmado que as séries de preço referentes a: Alagoas/Ribeirão Preto, Araçatuba/Ribeirão Preto, Maringá/Ribeirão Preto, Pernambuco/Ribeirão Preto e Triângulo Mineiro/Ribeirão Preto são co-integradas, como pode ser visto na tabela A.7 do Apêndice. Dessa forma, existe uma relação linear estatisticamente significativa para cada par de mercados de açúcar no longo prazo. Esta é uma primeira evidência de integração de mercado, porém, não é condição suficiente, pois pode ser que haja integração de mercado mesmo quando os preços não são co-integrados, devido a não-estacionariedade dos custos de transação.

Para verificar o número de defasagens utilizadas no procedimento de Johansen, foi realizada a análise dos resíduos para cada par de mercados de açúcar, tendo sido escolhido o modelo cujos resíduos não estão autocorrelacionados, de acordo com os testes do multiplicador de Lagrange (LM). Os resultados estão apresentados na tabela A.10 do Apêndice. Em todos os casos, a hipótese nula (não autocorrelação dos resíduos) não foi rejeitada, considerando o nível de significância de 10%.

A hipótese de perfeita integração entre os pares de mercados de açúcar foi analisada através do teste de  $\alpha = 0$  e  $\beta = 1$  na relação de co-integração. Em seguida, foi calculado o valor do teste de razão de máxima verossimilhança (Teste LR), que segue distribuição  $\chi^2$  com  $(n-r)$  graus de liberdade.

Os resultados do teste LR, conforme tabela 5.9, indicam que a hipótese nula ( $\alpha = 0$  e  $\beta = 1$ ) é rejeitada para todos os pares de mercados de açúcar. Contudo, de acordo com Goodwin e Piggott (2001), esse resultado não deve ser tomado como evidência contra a integração de mercado.

**Tabela 5.9 - Teste de integração perfeita de mercado: Teste de razão de verossimilhança (LR) para restrições nos parâmetros de co-integração, considerando Ribeirão Preto como mercado central - açúcar**

Mercados Secundários	Teste LR ( $\chi^2$ )	P- value
Alagoas	37,285***	0,000
Araçatuba	50,941***	0,000
Maringá	125,483***	0,000
Pernambuco	37,018***	0,000
Triângulo Mineiro	20,480***	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\*Significativo a 1%.

Tendo sido encontrada uma relação de co-integração entre os pares de mercados de açúcar, foi estimado um vetor de co-integração para cada par e o respectivo Modelo de Correção de Erros Vetorial (modelo VEC), cujas velocidades de ajustamento (coeficientes do termo de correção de erro) são verificadas na tabela 5.10.

Os coeficientes do termo de correção de erro do modelo VEC mostram o ajustamento de preços entre duas regiões que são induzidos pelos desvios do equilíbrio de longo prazo. De acordo com os resultados da tabela 5.10, há significativa reação dos preços do açúcar nos mercados secundários a desvios do equilíbrio de longo prazo.

**Tabela 5.10 - Estimativa da velocidade de ajustamento do Modelo de Correção de Erro (VEC) - açúcar**

Pares de Mercados	$\alpha_{\text{Mercado}}$	$\alpha_{\text{Central}}$
Alagoas–Ribeirão Preto	-0,028*** (-5,774)	0,007** (2,091)
Araçatuba–Ribeirão Preto	-0,160*** (-3,389)	0,032 <sup>NS</sup> (0,657)
Maringá –Ribeirão Preto	-0,060*** (-10,798)	0,019*** (3,118)
Pernambuco–Ribeirão Preto	-0,029*** (-5,692)	0,007** (2,126)
Triângulo Mineiro–Ribeirão Preto	-0,044*** (-3,496)	0,027** (1,984)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observação: Os valores entre parênteses referem-se à estatística *t* de Student.

Nota: \*\*\* significativo a 1%; \*\*significativo a 5%, <sup>NS</sup> não-significativo.

A reação dos preços do açúcar em Ribeirão Preto (mercado central) é também estatisticamente significativa, exceto para o par Araçatuba/Ribeirão Preto. No entanto, no modelo VEC, assume-se que os ajustamentos de preços induzidos por desvios do equilíbrio de longo prazo são contínuos. Além disso, o ajustamento de preços é uma função linear da magnitude destes desvios, de forma que mesmo pequenos desvios do equilíbrio de longo prazo sempre levarão a um ajustamento de preços em cada mercado. Portanto, o modelo VEC pode produzir resultados enviesados por não considerar os custos de transação, que podem impedir o ajustamento contínuo de preços.

### **5.3.2 Integração dos mercados de açúcar no Brasil, considerando os efeitos dos custos de transação: Modelo Auto-regressivo com *Threshold* (TAR)**

Para investigar a integração dos mercados de açúcar no Brasil, considerando o possível efeito dos custos de transação, foi estimado um modelo auto-regressivo com *threshold* (TAR) para os resíduos da relação de co-integração, conforme equação (17), cujos resultados estão na tabela 5.11. Para fins de comparação, também são apresentados os resultados da estimação do modelo auto-regressivo (AR) para os mercados de açúcar.

Foram estimados os coeficientes dos resíduos da relação de co-integração defasados em um período (ou coeficiente de velocidade de ajustamento) e suas respectivas meias-vidas tanto para o modelo AR como TAR. Considerando o modelo linear AR(1), os parâmetros estimados foram todos estatisticamente significativos a 1% e 5%. As maiores meias-vidas são observadas em Maringá, Pernambuco e Alagoas, indicando que são necessários 37, 36 e 35 dias, respectivamente, para que metade dos desvios do equilíbrio de longo prazo sejam eliminados. O mercado de Pernambuco é o mais distante do mercado central, Ribeirão Preto, seguido de Alagoas e Maringá, justificando a necessidade de mais dias para que os preços se ajustem aos desequilíbrios de longo prazo.

Os resultados da estimação do modelo TAR mostram que o maior *threshold* estimado foi com relação ao par Alagoas/Ribeirão Preto, de 0,1672, significando que apenas os choques superiores a 16,72% do preço médio do açúcar, em Alagoas, serão transmitidos de Ribeirão Preto para Alagoas.



**Tabela 5.11 - Modelo Auto-regressivo *Threshold* (TAR) para os resíduos da relação de co-integração, considerando Ribeirão Preto como mercado central: Estimativas e testes – açúcar**

Pares de Mercados	Modelo AR		Modelo TAR						Teste F de Tsay	Teste de Hansen
	$\rho$	Meia-vida (h)	Threshold $\theta$	$\rho_{(in)}$	$n$	$\rho_{(out)}$	$n$	Meia-vida ( $h_{TAR}$ )		
Alagoas-Ribeirão Preto	-0,0195** [0,0248]	35	0,1672	0,0041 <sup>NS</sup> [0,5247]	1254	-0,0452*** [0,0071]	149	17	28,5329*** [0,0000]	203,352*** [0,0000]
Araçatuba-Ribeirão Preto	-0,3312*** [0,0000]	2	0,0145	-0,1264*** [0,0011]	1275	-0,4053*** [0,0000]	128	1	484,6456*** [0,0000]	361,933*** [0,0000]
Maringá-Ribeirão Preto	-0,0185** [0,0169]	37	0,0437	-0,0613*** [0,0053]	862	-0,0170** [0,0343]	541	9	7,07791*** [0,0000]	238,322*** [0,0000]
Pernambuco-Ribeirão Preto	-0,0191** [0,0178]	36	0,0146	-0,5472** [0,0216]	152	-0,0187** [0,0203]	1251	1	14,3942*** [0,0000]	262,682*** [0,0000]
Triângulo Mineiro - Ribeirão Preto	-0,1618*** [0,0000]	4	0,0417	-0,0661*** [0,0003]	1265	-0,2572*** [0,0000]	138	2	1566,776*** [0,0000]	1108,384*** [0,0000]

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observações: a) Os resíduos da relação de co-integração foram estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

b)  $\rho_{(in)}$  e  $\rho_{(out)}$  são os parâmetros auto-regressivos dentro e fora da banda neutra, respectivamente;

c) A significância das estimativas dos parâmetros auto-regressivos dos modelos AR e TAR são feitas através do teste  $t$ , tal como em Campenhout (2007);

d) A meia-vida foi calculada apenas para os parâmetros estatisticamente significativos e é expressa em dias;

e) O teste de Tsay segue distribuição F (2, 1399). No caso de Maringá, segue distribuição F (3, 1393);

f) O teste de Hansen está baseado em Hansen (1997) e seu respectivo  $p$ -value é calculado por *Bootstrap*, com 1000 replicações;

g) Os valores entre colchetes referem-se ao  $p$ -value;

h) \*\*\* significativo a 1%; \*\*significativo a 5%; \* significativo a 10%; <sup>NS</sup> não-significativo.

Da mesma forma, pode-se dizer que choques inferiores a 16,72% do preço médio do açúcar em Alagoas não serão transmitidos do mercado central para o mercado secundário. Como o preço médio da saca de 50kg de açúcar, em Alagoas, foi cotada em R\$ 37,26, de acordo com o *threshold* estimado, tem-se que os choques inferiores a R\$ 6,22/saca 50kg não serão transmitidos de Ribeirão Preto para Alagoas.

O menor *threshold* estimado foi verificado no par de mercados Araçatuba/Ribeirão Preto, cujo valor foi de 0,0145, implicando que choques superiores a 1,45% do preço médio do açúcar em Araçatuba sejam transmitidos de Ribeirão Preto para Araçatuba. Os *thresholds* estimados dos pares Alagoas/Ribeirão Preto e Araçatuba/Ribeirão Preto corroboram com a relação de que mercados mais distantes estão associados a custos de transação mais elevados e mercados mais próximos estão associados a menores custos de transação (GOODWIN E PIGGOTT, 2001).

Outro mercado próximo a Ribeirão Preto é o Triângulo Mineiro, cujo *threshold* estimado foi de 0,0417. Este resultado indica que só haverá transmissão de preços entre Ribeirão Preto e Triângulo Mineiro se os choques excederem 4,17% do preço médio do açúcar neste último mercado. Em seguida, o par de mercados Maringá/Ribeirão Preto apresentou um valor estimado de *threshold* igual a 0,0437, isto é, choques superiores a 4,37% do preço médio de açúcar em Maringá serão transmitidos entre os dois mercados.

Considerando o par de mercados Pernambuco/Ribeirão Preto, seu valor de *threshold* apresentou magnitude diferente da esperada pela teoria sobre integração de mercados e custos de transação, pois Pernambuco é o mercado mais distante de Ribeirão Preto e apresentou um pequeno *threshold* (0,0146), o que indicaria pequeno custo de transação. Dessa forma, choques de preços superiores a 1,46% do preço médio do açúcar em Pernambuco, serão transmitidos do mercado central para este mercado. Este resultado pode ser explicado através da teoria da interdependência oligopolística de Faminow e Benson (1990), pois pode haver práticas não competitivas entre esses mercados, de modo que Pernambuco esteja tomando o preço em Ribeirão Preto como base.

O cálculo dos parâmetros de velocidade de ajustamento e meias-vidas do modelo TAR para os pares de mercados de açúcar no regime interno mostram que, com exceção do par Alagoas/Ribeirão Preto, os demais foram todos significativos estatisticamente a 1% e 5%. Como os coeficientes auto-regressivos estimados no regime externo foram todos

significativos, isso implica que, em todos os pares de mercados, os choques nas relações de equilíbrio, que são maiores que o *threshold*, são eliminados ao longo do tempo.

Como foi dito, no modelo TAR, a amostra é dividida em dois regimes, de forma que o regime interno é composto das observações cujos desvios do equilíbrio são inferiores em valor absoluto ao *threshold* e o regime externo possui as observações com os desvios (absolutos) do equilíbrio maiores que o *threshold*.

Na tabela 5.11, o número de observações concentra-se no regime interno, com exceção do par Pernambuco/Ribeirão Preto. Essa concentração de observações no regime interno significa que a maior parte dos desvios do equilíbrio é de baixa magnitude, de modo que na maioria dos casos os choques não serão transmitidos entre os mercados ou serão transmitidos de forma mais lenta, de acordo com Goodwin e Piggott (2001).

Com relação as meias-vidas calculadas para o modelo TAR, verifica-se que nos pares Araçatuba/Ribeirão Preto e Triângulo Mineiro/Ribeirão Preto são necessários apenas 1 e 2 dias, respectivamente, para que metade dos desvios do equilíbrio de longo prazo sejam eliminados. Como os mercados de Araçatuba e Triângulo Mineiro são os mais próximos a Ribeirão Preto, confirma-se empiricamente que mercados mais próximos levam menos tempo para eliminar os desvios do equilíbrio de longo prazo.

Do mesmo modo, para mercados mais distantes como Alagoas e Maringá, foram verificadas maiores meias-vidas, conforme tabela 5.11. Dessa forma, são necessários 17 dias para que metade dos desvios da relação de equilíbrio entre este mercado e o mercado central (Ribeirão Preto) seja eliminada; e no caso de Maringá, o tempo requerido para tal são 9 dias. A única exceção encontrada com relação à meia-vida calculada para o modelo TAR é com relação a Pernambuco, que apesar de ser a localidade mais distante de Ribeirão Preto, apresentou uma meia-vida curta, de apenas 1 dia. Tal resultado pode refletir outras características entre os mercados de Pernambuco e Ribeirão Preto que não foram detectadas pelo modelo TAR.

Comparando as meias-vidas calculadas no modelo AR e no modelo TAR, percebe-se que para todos pares de mercados de açúcar são observadas maiores meias-vidas para o modelo AR. Dessa forma, os modelos TAR sugerem ajustamentos mais rápidos em resposta a desvios do equilíbrio, pois nesses modelos há uma diferenciação entre choques de baixa e alta

magnitude. Este resultado é condizente com as evidências empíricas sobre integração de mercados, como pode ser visto em Goodwin e Piggott (2001), Campenhout (2007) e Mattos (2008).

Para detectar a presença de não-linearidades provenientes de efeitos *thresholds*, foram realizados os testes de Tsay e de Hansen (1997), que estão na tabela 5.11. Segundo o teste de Tsay, a hipótese nula de linearidade (ou nenhum *threshold*) é rejeitada ao nível de significância de 1% para todos os pares de mercados de açúcar. Esse resultado sugere que o comportamento do *threshold* caracteriza ligações de preços entre os mercados espacialmente separados de açúcar.

De acordo com o teste de Hansen apresentado na tabela 5.11, a hipótese nula de linearidade é rejeitada para todos os pares de mercados de açúcar. A significância deste teste é feita através de 1000 replicações de *bootstrap* para determinar o valor aproximado da probabilidade (*p-value*). Portanto, conforme o teste de Hansen, as estatísticas confirmam que existe efeito *threshold* significativo, implicando custos de transação que influenciam o ajustamento de preços aos desvios da condição de equilíbrio.

### **5.3.3 Integração dos mercados de açúcar no Brasil, considerando os efeitos dos custos de transação: Modelo de Co-integração com *Threshold***

Foi apresentada a análise de efeitos *threshold* de forma univariada, através da estimação de um modelo TAR com dois regimes e um *threshold*. Contudo, faz-se necessário uma análise bivariada, que, segundo Lo e Zivot (2001), permite examinar assimetrias no ajustamento de preços entre mercados espacialmente separados.

Nesta seção, foi estimado um modelo de co-integração com *threshold* de três regimes e dois *thresholds*, conforme especificado na equação (32). Segundo Meyer (2004), o modelo com dois *thresholds* pode ter mais sentido econômico do que apenas um, pois a faixa (banda) entre esses *thresholds* pode ser comparada a pequenos desvios do equilíbrio de longo prazo, que quando comparados aos custos de transação não causarão ajustamentos dos preços entre diferentes localidades. Então a utilização do modelo com dois *thresholds* consiste em estimar a banda neutra e verificar sua extensão, além de analisar impactos positivos e negativos dos

desvios de longo prazo que ocorrem fora desta banda de não ajustamento de preços, como pode se verificar na tabela 5.12.

Os resultados do modelo TVEC<sub>3</sub> para os mercados de açúcar mostram que em quatro, dos cinco pares de mercados, o regime 2 é o que possui o maior número de observações. Este regime é o que define a banda neutra, de não ajustamento dos preços, e está entre os valores estimados dos *thresholds*  $\theta_1$  e  $\theta_2$ .

Com relação à extensão da banda neutra, verifica-se na tabela 5.12 que os pares Alagoas/Ribeirão Preto e Pernambuco/Ribeirão Preto possuem maiores bandas de não ajustamento de preços. Enquanto que o par Araçatuba/Ribeirão Preto possui a menor banda neutra. Esse resultado é esperado, pois mercados mais distantes geralmente possuem maiores custos de transação, de modo que é mais extensa a faixa de não ajustamento de preços entre esses mercados.

**Tabela 5.12 - Estimação do modelo de co-integração com *threshold*: Modelo TVEC 3 para os mercados de açúcar**

<b>Mercados</b>	<b>Regime 1</b> $\varepsilon_{t-1} < \theta_1$	<b>Regime 2</b> <b>(Banda neutra)</b> $\theta_1 \leq \varepsilon_{t-1} \leq \theta_2$	<b>Regime 3</b> $\varepsilon_{t-1} > \theta_2$
Alagoas – Ribeirão Preto	$\varepsilon_{t-1} < -0,1599$ (71)	$-0,1599 \leq \varepsilon_{t-1} \leq 0,1786$ (1243)	$\varepsilon_{t-1} > 0,1786$ (79)
Araçatuba – Ribeirão Preto	$\varepsilon_{t-1} < -0,0027$ (897)	$-0,0027 \leq \varepsilon_{t-1} \leq 0,0094$ (314)	$\varepsilon_{t-1} > 0,0094$ (183)
Maringá – Ribeirão Preto	$\varepsilon_{t-1} < -0,1265$ (86)	$-0,1265 \leq \varepsilon_{t-1} \leq 0,1462$ (1226)	$\varepsilon_{t-1} > 0,1462$ (79)
Pernambuco – Ribeirão Preto	$\varepsilon_{t-1} < -0,1579$ (95)	$-0,1579 \leq \varepsilon_{t-1} \leq 0,1623$ (1203)	$\varepsilon_{t-1} > 0,1623$ (96)
Triângulo Mineiro– Ribeirão Preto	$\varepsilon_{t-1} < -0,0412$ (65)	$-0,0412 \leq \varepsilon_{t-1} \leq 0,0425$ (1242)	$\varepsilon_{t-1} > 0,0425$ (86)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observação: Os valores entre parênteses referem-se ao número de observações em cada regime.

De forma análoga, mercados mais próximos tendem a possuir menores faixas de não ajustamento de preços. O resultado do modelo TVEC<sub>3</sub> é consistente com o obtido pelo modelo TAR, exceto para o caso de Pernambuco/Ribeirão Preto, que apresentou um valor de *threshold* bem pequeno neste modelo (ver tabela 5.11). Portanto, para o par de mercados

Pernambuco/Ribeirão Preto, o modelo bivariado TVEC<sub>3</sub> apresentou estimativas de *thresholds* que corroboram com a existência de elevados custos de transação entre Pernambuco e Ribeirão Preto, pois são os mercados com maior distância física, dentre os analisados para o caso do açúcar.

Além de apresentar a extensão da banda neutra para cada par de mercados de açúcar, o modelo TVEC<sub>3</sub> estimado também permite analisar a assimetria no ajustamento de preços, decorrentes de choques negativos e positivos, que podem ser verificados nos regimes 1 e 3, respectivamente.

De acordo com Mattos (2008), o primeiro *threshold* ( $\theta_1$ ) está associado a choques negativos nas relações de equilíbrio de longo prazo entre o mercado central, nesse caso, Ribeirão Preto, e cada mercado secundário. Enquanto que o segundo *threshold* ( $\theta_2$ ) refere-se aos choques positivos nas relações de equilíbrio de longo prazo entre Ribeirão Preto e cada um dos mercados secundários.

Considerando ainda a relação de equilíbrio dada pela equação (4) e isolando-se o termo de erro ( $\varepsilon_t$ ), tem-se que os choques negativos ocorrem quando há elevação no preço do mercado central em relação ao mercado secundário. Enquanto choques positivos ocorrem quando há redução no preço do mercado central relativamente ao mercado secundário.

Desse modo, menores valores (absolutos) de  $\theta_1$  implicam em menores barreiras à transmissão de aumento relativo do preço do açúcar em Ribeirão Preto e maiores valores absolutos de  $\theta_1$  indicam que os mercados secundários são mais protegidos contra elevação de preços no mercado central. Com relação ao  $\theta_2$ , os maiores valores implicam que os mercados secundários são mais protegidos contra redução de preços no mercado central; e menores valores de  $\theta_2$  significam menores empecilhos na transmissão de diminuição de preços entre os mercados espacialmente separados.

De acordo com a tabela 5.12, os menores valores de  $\theta_1$  são verificados para os pares Araçatuba/Ribeirão Preto e Triângulo Mineiro/Ribeirão Preto, de modo que nestes mercados os empecilhos à transmissão de aumentos relativos de preços em Ribeirão Preto são reduzidos. Além disso, pode se observar que para Araçatuba/Ribeirão Preto a maioria das observações se concentra no regime 1, ou seja, a maioria das observações está em um regime

de ajustamento no qual aumentos de preço em Ribeirão Preto são transmitidos para Araçatuba.

Porém, os mercados de Alagoas, Pernambuco e Maringá são mais protegidos contra elevação do preço da saca do açúcar em Ribeirão Preto. Conforme os resultados, um aumento de preços em Ribeirão Preto só será transmitido para Alagoas e Pernambuco se esta elevação exceder aproximadamente 16%; enquanto que em Maringá este aumento deve exceder cerca de 13%, implicando em elevados custos de transação.

Em relação ao segundo *threshold*, os menores valores de  $\theta_2$  também são encontrados nos pares Araçatuba/Ribeirão Preto e Triângulo Mineiro/Ribeirão Preto. Ou seja, nestes mercados, os custos de transmissão de redução do preço relativo do açúcar em Ribeirão Preto são reduzidos. Já os maiores valores de  $\theta_2$  são observados nos pares Alagoas/Ribeirão Preto, Pernambuco/Ribeirão Preto e Maringá/Ribeirão Preto, de modo que há maiores barreiras à transmissão de redução do preço do açúcar entre esses mercados. Assim, a redução do preço do açúcar em Ribeirão Preto só será repassada para Alagoas se esta diminuição exceder 18%, enquanto que, em Maringá, esta redução deve ser maior que 15%.

Portanto, no caso dos mercados de açúcar em Alagoas, Pernambuco e Maringá, é confirmada a evidência de que tanto elevação como redução do preço relativo do açúcar em Ribeirão Preto não são facilmente transmitidos para esses mercados. Essa evidência confirma o fato de que mercados mais distantes tendem a ter maiores custos de transação, que impedem o ajustamento contínuo aos desvios do equilíbrio de longo prazo.

Contudo, observa-se uma ligeira assimetria no ajustamento a choques positivos e negativos nos casos de Alagoas e Maringá, de forma que existe um menor empecilho para a transmissão de uma elevação do preço do açúcar no mercado central comparativamente a uma redução de preço deste produto.

De forma geral, os resultados do modelo TVEC<sub>3</sub> para os mercados de açúcar no Brasil estão em consonância com os do modelo TAR, exceto para o caso de Pernambuco/Ribeirão Preto, onde os resultados do modelo TVEC<sub>3</sub> foram condizentes com o esperado. Este resultado pode sugerir que restringir o modelo a *thresholds* simétricos (modelo TAR) tende a ser desnecessário, acarretando em uma banda neutra superestimada (ou subestimada), como argumentam Goodwin e Piggott (2001).

Por fim, o teste de não-linearidade de Tsay aplicado ao termo de correção de erro da relação de co-integração para os pares de mercados de açúcar também corrobora estes resultados. Conforme Goodwin e Piggott (2001), o comportamento significativo do *threshold* no termo de correção de erro dos modelos TVEC está implícito pelo teste de Tsay.

## 5.4 TRANSMISSÃO DOS PREÇOS DO ÁLCOOL ANIDRO EM MERCADOS ESPACIALMENTE SEPARADOS

### 5.4.1 Evidências iniciais sobre a integração dos mercados de álcool anidro no Brasil

A presente seção analisa os quatro pares de mercados de álcool anidro, entre eles, Alagoas, Araçatuba, Paulínia e Maringá, tendo Ribeirão Preto como o mercado central. De acordo com a tabela 5.13, as estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) da relação de co-integração em três dos quatro pares de mercados mostram que os coeficientes  $\beta$  estão próximos da unidade. Mas a maior elasticidade de transmissão de preços verifica-se entre Araçatuba e Ribeirão Preto.

**Tabela 5.13 - Estimativa da relação de co-integração pelo Método dos Mínimos Quadrados (MQO), considerando Ribeirão Preto como mercado central – álcool anidro**

<b>Mercados (Variáveis dependentes)</b>	<b><math>\alpha</math></b>	<b><math>\beta</math></b>	<b>R<sup>2</sup></b>
Alagoas	0,0650 (17,839)	0,6071 (45,239)	0,5935
Araçatuba	-0,0931 (-32,999)	1,1258 (108,366)	0,8933
Paulínia	0,0341 (59,893)	0,9429 (450,128)	0,9931
Maringá	0,0172 (9,851)	0,9734 (151,408)	0,9424

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observações: Os valores entre parênteses referem-se à estatística t de *Student*. Todos os parâmetros são estatisticamente significativos a 1%. A variável independente em cada modelo é o logaritmo do preço do mercado central.



No caso de Alagoas, observa-se que a elasticidade de transmissão de preço em relação a Ribeirão Preto é a mais baixa, igual a 0,61. Para todos os pares de mercados de álcool anidro, os  $\alpha$ 's são estatisticamente diferentes de zero, indicando presença de custo de transação.

Porém, como as séries de preço de álcool anidro analisadas apresentaram não-estacionariedade, prosseguiu-se com os testes de co-integração. Através do teste de co-integração de Johansen foi confirmado que os pares de preços de Alagoas/Ribeirão Preto, Araçatuba/Ribeirão Preto, Paulínia/Ribeirão Preto e Maringá /Ribeirão Preto são co-integrados, como pode ser visto na tabela A.8 do Apêndice. Portanto, existe uma relação linear estatisticamente significativa para cada par de mercados de álcool anidro no longo prazo.

O teste de autocorrelação dos resíduos e o número de defasagens utilizadas em cada modelo de pares de mercados de álcool anidro podem ser vistos na tabela A.11 do Apêndice. O número de defasagens escolhido foi aquele cujo teste do multiplicador de Lagrange (LM) teve a hipótese nula (não autocorrelação dos resíduos) não rejeitada a níveis de significância superiores a 10%, para todos os pares de mercados de álcool anidro considerados.

A tabela 5.14 mostra os resultados do teste LR para cada par de mercados de álcool anidro a fim de verificar se há perfeita integração. De acordo com este teste, a hipótese nula de perfeita integração mercado é rejeitada para todos os pares de mercados de álcool anidro. Contudo, este resultado não deve ser interpretado como uma evidência contra a integração de mercado, mas deve-se investigar possíveis não-linearidades na análise.

**Tabela 5.14 - Teste de integração perfeita de mercado: Teste de razão de verossimilhança (LR) para restrições nos parâmetros de co-integração, considerando Ribeirão Preto como mercado central – álcool anidro**

Mercados	Teste LR ( $\chi^2$ )	<i>P- value</i>
Alagoas	11,405***	0,001
Araçatuba	19,605***	0,000
Paulínia	18,783***	0,000
Maringá	63,714***	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\*Significativo a 1%.

A partir dos resultados do teste de co-integração de Johansen, também foi estimado um vetor de co-integração para cada par de mercados de álcool anidro e o respectivo Modelo de Correção de Erros (VEC). A tabela 5.15 mostra como se dá o ajustamento de preços entre duas regiões, decorrente de desvios do equilíbrio de longo prazo. Dessa forma, verifica-se que todos os coeficientes de ajustamento são estatisticamente significativos para os mercados secundários de álcool anidro, indicando que nestes mercados há significativa reação dos preços do álcool anidro a desvios do equilíbrio de longo prazo.

A reação dos preços do álcool anidro em Ribeirão Preto é estatisticamente significativa com relação a Araçatuba e Paulínia. Porém, os preços de álcool anidro em Ribeirão Preto não reagem significativamente a desvios do equilíbrio de longo prazo em relação a Alagoas e Maringá, pois seus coeficientes são estatisticamente iguais a zero. Dessa forma, este resultado aponta que choques de preços de álcool anidro em Alagoas e Maringá não são transmitidos para o mercado deste produto em Ribeirão Preto.

**Tabela 5.15 - Estimativa da velocidade de ajustamento do Modelo de Correção de Erro (VEC) – álcool anidro**

<b>Mercados</b>	<b><math>\alpha_{Mercado}</math></b>	<b><math>\alpha_{Central}</math></b>
Alagoas	-0,019*** (-3,853)	0,007 <sup>NS</sup> (1,590)
Araçatuba	-0,066*** (-5,255)	-0,030*** (-2,849)
Paulínia	-0,272*** (-4,711)	-0,172*** (-2,898)
Maringá	-0,126*** (-8,012)	0,029 <sup>NS</sup> (1,354)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observação: Os valores entre parênteses referem-se à estatística *t* de *Student*.

Nota: \*\*\* significativo a 1%; \*\*significativo a 5%; \* significativo a 10%; <sup>NS</sup> não-significativo.

#### **5.4.2 Integração dos mercados de álcool anidro no Brasil, considerando os efeitos dos custos de transação: Modelo Auto-regressivo com *Threshold* (TAR)**

A fim de incluir o efeito dos custos de transação entre os pares de mercados de açúcar, foi estimado o modelo TAR. Para fins de comparação com o modelo TAR, a tabela 5.16 também apresenta estimações do modelo auto-regressivo linear (AR), ambos para os resíduos da relação de co-integração.

**Tabela 5.16 - Modelo Auto-regressivo *Threshold* (TAR) para os resíduos da relação de co-integração, considerando Ribeirão Preto como mercado central: Estimativas e testes – álcool anidro**

Pares de Mercados	Modelo AR		Modelo TAR						Teste de Tsay	Teste de Hansen
	$\rho$	Meia-vida (h)	<i>Threshold</i> $\theta$	$\rho_{(in)}$	$n$	$\rho_{(out)}$	$n$	Meia-vida ( $h_{TAR}$ )		
Alagoas-Ribeirão Preto	-0,0349*** [0,0007]	20	0,0997	0,0007 <sup>NS</sup> [0,9653]	975	-0,0415*** [0,0005]	428	17	6680,72*** [0,0000]	190,005*** [0,0000]
Araçatuba-Ribeirão Preto	-0,0436** [0,0378]	16	0,1121	-0,0151** [0,0533]	1257	-0,1158* [0,0899]	146	5	7228.27*** [0,0000]	584.514*** [0,0000]
Paulínia-Ribeirão Preto	-0,3447*** [0,0000]	2	0,0221	-0,0482** [0,0403]	1279	-0,5375*** [0,0000]	124	1	114.081*** [0,0000]	455.483*** [0,0000]
Maringá-Ribeirão Preto	-0,0243** [0,0186]	28	0,0407	-0,0044 <sup>NS</sup> [0,6658]	693	-0,0420** [0,0148]	156	15	4.27113*** [0,0051]	62.3279*** [0,0000]

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observações: a) Os resíduos da relação de co-integração foram estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

b)  $\rho_{(in)}$  e  $\rho_{(out)}$  são os parâmetros auto-regressivos dentro e fora da banda neutra, respectivamente;

c) O teste de Tsay segue distribuição F (2, 1399). No caso de Maringá, segue distribuição F (3, 1396);

d) O teste de Hansen está baseado em Hansen (1997) e seu respectivo *p-value* é calculado por *Bootstrap*, com 1000 replicações;

e) Os valores entre colchetes referem-se ao *p-value*;

f) \*\*\* significativo a 1%; \*\*significativo a 5%; \* significativo a 10%; <sup>NS</sup> não-significativo.

Considerando o modelo linear AR(1), os parâmetros estimados foram todos estatisticamente significativos a 1% e 5%. As maiores meias-vidas são observadas nos pares Maringá/Ribeirão Preto e Alagoas/Ribeirão Preto, indicando que são necessários 28 e 20 dias, respectivamente, para que metade dos desvios do equilíbrio de longo prazo sejam eliminados. O mercado de Alagoas é o mais distante do mercado central, Ribeirão Preto, seguido de Maringá, justificando ser necessários mais dias para que os preços se ajustem aos desequilíbrios de longo prazo.

Os resultados do modelo TAR na tabela 5.16 mostram os *thresholds* estimados para os pares de mercados de álcool anidro, os coeficientes de velocidade de ajustamento do modelo e suas meias-vidas.

Os maiores *thresholds* estimados foram dos pares de mercados Araçatuba/Ribeirão Preto, de 0,1121, e Alagoas/Ribeirão Preto, de 0,0997. No caso de Araçatuba/Ribeirão Preto, o resultado do *threshold* estimado significa que apenas os choques superiores a 11,21% do preço médio do álcool anidro em Araçatuba serão transmitidos de Ribeirão Preto para Araçatuba. Este resultado indica, portanto, que choques inferiores a R\$ 0,09/litro de álcool anidro não serão transmitidos de Ribeirão Preto para Araçatuba. Este resultado não condiz com a hipótese de que mercados mais próximos possuem menor custo de transação. Dessa forma, outros aspectos além da distância podem interferir no custo de transação entre esses mercados.

Para o par Alagoas/Ribeirão Preto, apenas os choques superiores a 9,97% do preço médio do álcool anidro em Alagoas serão transmitidos de Ribeirão Preto para Alagoas. Como o preço médio do litro de álcool anidro em Alagoas foi de R\$ 0,97, considerando o *threshold* estimado, tem-se que os choques inferiores a R\$ 0,10/litro de álcool anidro não serão transmitidos de Ribeirão Preto para Alagoas.

O menor *threshold* estimado para o álcool anidro foi verificado no par de mercados Paulínia/Ribeirão Preto, cujo valor foi de 0,0221, implicando que choques superiores a 2,21% do preço médio do álcool anidro em Paulínia sejam transmitidos de Ribeirão Preto para Paulínia. Os *thresholds* estimados dos pares Alagoas/Ribeirão Preto e Paulínia/Ribeirão Preto confirmam a relação de que mercados mais distantes estão associados a custos de transação mais elevados e mercados mais próximos estão associados a menores custos de transação.

O cálculo dos parâmetros de velocidade de ajustamento do modelo TAR para os pares de mercados de álcool anidro mostram que Alagoas/Ribeirão Preto e Maringá/Ribeirão Preto não foram estatisticamente significativos no regime interno. No entanto, os pares Araçatuba/Ribeirão Preto e Paulínia/Ribeirão Preto tiveram seus  $\rho_{in}$  estatisticamente significativos a 5%. Os coeficientes auto-regressivos estimados no regime externo ( $\rho_{out}$ ) foram todos significativos (a 1%, 5% e 10%). Isso implica que, para todos os pares de mercados, os choques nas relações de equilíbrio que são maiores que o *threshold* são eliminados ao longo do tempo.

De acordo com a tabela 5.16, o número de observações está concentrado no regime interno do modelo TAR. Isto significa que a maior parte dos desvios do equilíbrio é de baixa magnitude, de forma que, na maioria dos casos, os choques não serão transmitidos entre os mercados de álcool anidro ou essa transmissão será mais lenta.

As meias-vidas para o modelo TAR do mercado de álcool anidro mostram que, em pares de mercados mais próximos, são necessários menos dias para que metade dos choques sejam eliminados, ocorrendo o inverso para mercados mais distantes.

O mercado mais próximo a Ribeirão Preto é Paulínia, cuja meia-vida é de apenas 1 dia e em segundo lugar é Araçatuba, onde são necessários 5 dias para que metade dos desvios do equilíbrio sejam eliminados. Do mesmo modo, para mercados mais distantes como Alagoas e Maringá, foram verificadas maiores meias-vidas, iguais a 17 e 15 dias, respectivamente. Assim, para o mercado de álcool anidro, confirma-se empiricamente que o tempo requerido para que os mercados se ajustem a desvios do equilíbrio aumenta com a distância entre as regiões.

Tal como foi observado para o mercado de açúcar, em todos os pares de mercados de álcool anidro são observadas maiores meias-vidas para o modelo AR comparativamente ao modelo TAR. Essa evidência mostra que, nos modelos TAR, os ajustamentos são mais rápidos em resposta a desvios do equilíbrio, devido à distinção feita entre choques de baixa e alta magnitude.

De acordo com a tabela 5.16, foram realizados os testes de Tsay e de Hansen (1997) para detectar a presença de não-linearidades provenientes de efeitos *thresholds*. Segundo o teste de Tsay, a hipótese nula de linearidade é rejeitada ao nível de significância de 1% para

todos os pares de mercados de álcool anidro. Esse resultado sugere que o comportamento do *threshold* caracteriza *linkages* de preços entre os mercados espacialmente separados de álcool anidro.

O teste de Hansen foi calculado também para testar a presença de efeito *threshold* e, de acordo com a tabela 5.16, a hipótese nula de linearidade é rejeitada para todos os pares de mercados de álcool anidro. Assim, conforme o teste de Hansen, as estatísticas confirmam que existe efeito *threshold* significativo nos pares de mercados de álcool anidro.

#### 5.4.3 Integração dos mercados de álcool anidro no Brasil, considerando os efeitos dos custos de transação: Modelo de Co-integração com *Threshold*

Os resultados do modelo bivariado de correção de erro vetorial com três regimes (TVEC<sub>3</sub>) para os mercados de álcool anidro são apresentados na tabela 5.17, onde foram estimados dois *thresholds* ( $\theta_1$  e  $\theta_2$ ). Em todos os pares de mercados de álcool anidro, o regime de não ajustamento dos preços (regime 2) é o que possui o maior número de observações.

**Tabela 5.17 - Estimação do modelo de co-integração com *threshold*: Modelo TVEC 3 para os mercados de álcool anidro**

Mercados	Regime 1 $\varepsilon_{t-1} < \theta_1$	Regime 2 (Banda neutra) $\theta_1 \leq \varepsilon_{t-1} \leq \theta_2$	Regime 3 $\varepsilon_{t-1} > \theta_2$
Alagoas – Ribeirão Preto	$\varepsilon_{t-1} < -0,0541$ (326)	$-0,0541 \leq \varepsilon_{t-1} \leq 0,1492$ (935)	$\varepsilon_{t-1} > 0,1492$ (133)
Araçatuba – Ribeirão Preto	$\varepsilon_{t-1} < -0,0952$ (70)	$-0,0952 \leq \varepsilon_{t-1} \leq 0,0819$ (877)	$\varepsilon_{t-1} > 0,0819$ (447)
Paulínia – Ribeirão Preto	$\varepsilon_{t-1} < -0,0267$ (69)	$-0,0267 \leq \varepsilon_{t-1} \leq 0,0037$ (816)	$\varepsilon_{t-1} > 0,0037$ (504)
Maringá – Ribeirão Preto	$\varepsilon_{t-1} < -0,0630$ (77)	$-0,0630 \leq \varepsilon_{t-1} \leq 0,0497$ (1174)	$\varepsilon_{t-1} > 0,0497$ (142)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observação: Os valores entre parênteses referem-se ao número de observações em cada regime.

Com relação à extensão da banda neutra para os mercados de álcool anidro, verifica-se que o par Alagoas/Ribeirão Preto possui a maior banda de não ajustamento de preços. Enquanto que o par Paulínia/Ribeirão Preto possui a menor banda neutra. Esse resultado significa que o mercado mais distante de Ribeirão Preto, neste caso, Alagoas, tende a ter maior custo de transação. O mercado mais próximo, Paulínia, possui reduzido custo de transação, permitindo um maior ajustamento a choques de preços.

Quanto à assimetria no ajustamento de preços, de acordo com a tabela 5.17 pode-se observar que o menor valor (absoluto) de  $\theta_1$  é referente ao par Paulínia/Ribeirão Preto, de modo que há menores empecilhos à transmissão de aumentos relativos de preços de Ribeirão Preto para Paulínia. Porém, os mercados de Araçatuba, Maringá e Alagoas são mais protegidos contra elevação do preço do litro de álcool anidro em Ribeirão Preto.

Conforme esses resultados, um aumento de preços em Ribeirão Preto só será transmitido para Araçatuba se esta elevação exceder 9,5%; enquanto que em Maringá este aumento deve exceder cerca de 6%. O fato do mercado de Araçatuba ter mais barreiras ao aumento de preços em Ribeirão Preto pode ser devido à importância destes dois mercados na produção paulista de álcool anidro. No caso do álcool anidro em Alagoas, verifica-se, de acordo com o valor estimado de  $\theta_1$ , que haverá transmissão de elevação de preços de Ribeirão Preto para este mercado se este aumento exceder 5,4% do preço do álcool anidro em Alagoas.

Em relação ao segundo *threshold*, os menores valores de  $\theta_2$  são encontrados nos pares Paulínia/Ribeirão Preto e Maringá/Ribeirão Preto. Ou seja, nestes mercados, os custos de transmissão de redução do preço relativo do álcool anidro em Ribeirão Preto são reduzidos. Os maiores valores de  $\theta_2$  são observados nos pares Alagoas/Ribeirão Preto e Araçatuba/Ribeirão Preto, de forma que existe maiores barreiras à transmissão de redução do preço do álcool anidro entre esses mercados. No caso de Alagoas, apenas se a redução do preço do álcool anidro em Ribeirão Preto exceder aproximadamente 15% é que haverá transmissão entre esses mercados.

Portanto, no caso do mercado de álcool anidro em Paulínia, é confirmada a evidência de que tanto elevação como redução do preço relativo do açúcar em Ribeirão Preto são transmitidos para Paulínia. Essa evidência confirma o fato deste mercado secundário ter menor custo de transação, pois se trata do mercado mais próximo a Ribeirão Preto.

No caso do álcool anidro em Alagoas, os resultados mostram uma assimetria no ajustamento de preços desse mercado com relação a Ribeirão Preto. Ou seja, foi verificado um menor empecilho para a transmissão de uma elevação de preço em Ribeirão Preto, porém, há barreiras à transmissão da redução de preço do álcool anidro de Ribeirão Preto para Alagoas.

Portanto, choques negativos de preços em Ribeirão Preto, que estão associados a aumentos de preços neste mercado, são transmitidos com maior facilidade para Alagoas do que os choques positivos, inclusive por se observar maior número de observações no regime 1 em relação ao regime 3. Neste caso, pode-se inferir que o aumento de preço do álcool anidro em Ribeirão Preto é mais facilmente transmitido para Alagoas porque apenas nesse caso é que se torna vantajosa a transmissão, pois o custo de produção do álcool anidro é mais elevado comparativamente ao do álcool hidratado.

De forma geral, os resultados do modelo TVEC<sub>3</sub> para os mercados de álcool anidro no Brasil são consistentes com os do modelo TAR, embora o modelo TVEC<sub>3</sub> apresente a vantagem de permitir ajustamentos assimétricos devido a choques de preços. Quanto ao teste do comportamento do *threshold*, o teste de não-linearidade de Tsay aplicado ao termo de correção de erro da relação de co-integração para os pares de mercados de álcool anidro é condizente com os resultados do modelo TVEC.

## **5.5 TRANSMISSÃO DOS PREÇOS DO ÁLCOOL HIDRATADO EM MERCADOS ESPACIALMENTE SEPARADOS**

### **5.5.1 Evidências iniciais sobre a integração dos mercados de álcool hidratado no Brasil**

Os pares de mercados a serem analisados para o álcool hidratado são Alagoas/Ribeirão Preto, Paulínia/Ribeirão Preto e Maringá/Ribeirão Preto. De acordo com a tabela 5.18, as estimativas da relação de co-integração para Paulínia/Ribeirão Preto e Maringá/Ribeirão Preto mostram que os coeficientes  $\beta$  estão próximos de um. A exceção está em Alagoas, que tem uma baixa elasticidade de transmissão de preços (0,277) em relação a Ribeirão Preto. Os coeficientes  $\alpha$  para todos os pares de álcool hidratado são estatisticamente diferentes de zero, indicando custos de transação.



**Tabela 5.18 - Estimativa da relação de co-integração pelo Método dos Mínimos Quadrados (MQO), considerando Ribeirão Preto como mercado central – álcool hidratado**

<b>Mercados (Variáveis dependentes)</b>	<b><math>\alpha</math></b>	<b><math>\beta</math></b>	<b><math>R^2</math></b>
Alagoas	-0,0263 (-4,795)	0,2774 (14,372)	0,1959
Paulínia	0,0920 (28,497)	1,0034 (88,224)	0,9018
Maringá	0,0185 (10,738)	0,9491 (155,998)	0,9663

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observações: Os valores entre parênteses referem-se à estatística *t* de *Student*. Todos os parâmetros são estatisticamente significativos a 1%. A variável independente em cada modelo é o logaritmo do preço do mercado central.

Em seguida, foi analisado se cada um dos pares de mercados considerados para o álcool hidratado são co-integrados. Através do teste de Johansen, foi confirmado que os pares de preços de Alagoas/Ribeirão Preto, Paulínia/Ribeirão Preto e Maringá/Ribeirão Preto são co-integrados, como pode ser visto na tabela A.9 do Apêndice. Desse modo, existe uma relação linear estatisticamente significativa para cada par de mercados de álcool hidratado no longo prazo.

O teste de autocorrelação dos resíduos e o número de defasagens utilizadas em cada modelo de pares de mercados de álcool hidratado são apresentados na tabela A.12 do Apêndice. O número de defasagens escolhido foi aquele cujo teste do multiplicador de Lagrange (LM) teve a hipótese nula não rejeitada a níveis de significância superiores a 10% para os pares de mercados de álcool hidratado considerados.

A tabela 5.19 mostra os resultados do teste LR para cada par de mercados de álcool hidratado. De acordo com esse teste, a hipótese nula de perfeita integração mercado é rejeitada em todos os pares de mercados de álcool hidratado, embora isso não signifique que os mercados não são integrados.

**Tabela 5.19 - Teste de integração perfeita de mercado: Teste de razão de verossimilhança (LR) para restrições nos parâmetros de co-integração, considerando Ribeirão Preto como mercado central – álcool hidratado**

<b>Mercados</b>	<b>Teste LR (<math>\chi^2</math>)</b>	<b>P- value</b>
Alagoas	63,714***	0,000
Paulínia	18,828***	0,000
Maringá	97,528***	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\*Significativo a 1%.

A partir da relação de co-integração encontrada em cada par de mercados de álcool hidratado, foi estimado o modelo VEC para cada par. Dessa forma, as velocidades de ajustamento de longo prazo deste modelo para os mercados de álcool hidratado são apresentadas na tabela 5.20.

Os resultados apontam que há significativa reação dos preços do álcool hidratado nos mercados de Alagoas e Maringá a desvios do equilíbrio de longo prazo. Quanto à reação dos preços do álcool hidratado em Ribeirão Preto com relação aos demais mercados, o coeficiente é estatisticamente significativo para Paulínia e Maringá, mas não em relação a Alagoas. Portanto, o mercado de álcool hidratado em Alagoas sofre influência de Ribeirão Preto, mas o inverso não ocorre.

**Tabela 5.20 - Estimativa da velocidade de ajustamento do Modelo de Correção de Erro (VEC) – álcool hidratado**

<b>Mercados</b>	<b><math>\alpha_{Mercado}</math></b>	<b><math>\alpha_{Central}</math></b>
Alagoas	-0,126*** (-8,012)	0,029 <sup>NS</sup> (1,354)
Paulínia	-0,003 <sup>NS</sup> (-1,016)	-0,009*** (-2,205)
Maringá	-0,208*** (-9,163)	0,070*** (2,436)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observação: Os valores entre parênteses referem-se à estatística *t* de Student.

Nota: \*\*\* significativo a 1%; \*\*significativo a 5%; \* significativo a 10%; <sup>NS</sup> não-significativo.

### 5.5.2 Integração dos mercados de álcool hidratado no Brasil, considerando os efeitos dos custos de transação: Modelo Auto-regressivo com *Threshold* (TAR)

Para investigar a integração entre os mercados do álcool hidratado, foi estimado o modelo TAR para os resíduos da relação de co-integração. A tabela 5.21 apresenta as estimações de um modelo auto-regressivo linear (AR), do modelo TAR para os resíduos da relação de co-integração, bem como dos principais testes para detectar efeitos *thresholds* nos pares de mercados de álcool hidratado. No modelo linear AR(1), os parâmetros estimados foram todos estatisticamente significativos a 1% e 5%. A maior meia-vida é observada no par Alagoas/Ribeirão Preto, onde são necessários 28 dias para que metade dos desvios do equilíbrio de longo prazo seja eliminada.

Os resultados da estimação do modelo TAR na tabela 5.21 mostram que o maior *threshold* estimado foi referente ao par Alagoas/Ribeirão Preto (0,1358), significando que apenas os choques superiores a 13,58% do preço médio do álcool hidratado em Alagoas serão transmitidos de Ribeirão Preto para Alagoas. De outra forma, choques inferiores a R\$ 0,12/litro de álcool hidratado não serão transmitidos de Ribeirão Preto para Alagoas. Portanto, neste caso é confirmada a relação de que mercados mais distantes estão associados a custos de transação mais elevados, o que explica um maior *threshold* estimado.

Os *thresholds* estimados para os pares Paulínia/Ribeirão Preto e Maringá/Ribeirão Preto foram, respectivamente, 0,0916 e 0,0448. Esses resultados divergem do esperado, pois o mercado de Paulínia é mais próximo de Ribeirão Preto que Maringá e, no entanto, apresentou um *threshold* maior. Portanto, no caso de Paulínia e Ribeirão Preto, pode haver outros fatores, além da distância entre os mercados, que influenciam no alto custo de transação.

O cálculo dos parâmetros de velocidade de ajustamento do modelo TAR para os pares de mercados de álcool hidratado mostram que o par Alagoas/Ribeirão Preto não foi estatisticamente significativos no regime interno. No entanto, os pares Paulínia/Ribeirão Preto e Maringá/Ribeirão Preto tiveram seus  $\rho_{in}$  estatisticamente significativos a 5% e 1%, respectivamente. Os coeficientes auto-regressivos estimados no regime externo ( $\rho_{out}$ ) foram todos significativos a 1% e 5%, implicando que, para os três pares de mercados de álcool hidratado, os choques nas relações de equilíbrio que são maiores que o *threshold* são eliminados ao longo do tempo.

**Tabela 5.21 - Modelo Auto-regressivo *Threshold* (TAR) para os resíduos da relação de co-integração, considerando Ribeirão Preto como mercado central: Estimativas e testes – álcool hidratado**

Pares de Mercados	Modelo AR		Modelo TAR						Teste de Tsay	Teste de Hansen
	$\rho$	Meia-vida (h)	<i>Threshold</i> $\theta$	$\rho_{(in)}$	$n$	$\rho_{(out)}$	$n$	Meia-vida ( $h_{TAR}$ )		
Alagoas-Ribeirão Preto	-0,0243** [0,0186]	28	0,1358	-0,0044 <sup>NS</sup> [0,6658]	693	-0,0420** [0,0148]	156	15	5579.063*** [0,0000]	36.7650*** [0,0000]
Paulínia-Ribeirão Preto	-0,0644*** [0,0000]	10	0,0916	-0,0369** [0,0193]	750	-0,1060*** [0,0015]	99	4	3,6812** [0,0256]	460,5678*** [0,0000]
Maringá-Ribeirão Preto	-0,3498*** [0,0000]	2	0,0448	-0,1315*** [0,0000]	764	-0,4884*** [0,0000]	85	1	39.6037*** [0,0000]	38.1107*** [0,0000]

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observações: a) Os resíduos da relação de co-integração foram estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

b)  $\rho_{(in)}$  e  $\rho_{(out)}$  são os parâmetros auto-regressivos dentro e fora da banda neutra, respectivamente;

c) O teste de Tsay segue distribuição F (2, 845);

d) O teste de Hansen está baseado em Hansen (1997) e seu respectivo *p-value* é calculado por *Bootstrap*, com 1000 replicações;

e) Os valores entre colchetes referem-se ao *p-value*;

f) \*\*\* significativo a 1%; \*\*significativo a 5%; \* significativo a 10%; <sup>NS</sup> não-significativo.

Observa-se na tabela 5.21 que o número de observações ( $n$ ) está concentrado no regime interno do modelo TAR, significando que a maior parte dos desvios do equilíbrio é de baixa magnitude. Com relação às meias-vidas, tem-se que, no caso do par Paulínia/Ribeirão Preto, são necessários 4 dias para que metade dos choques sejam eliminados e 1 dia para Maringá/Ribeirão Preto.

Como os mercados de Paulínia e Maringá estão mais próximos a Ribeirão Preto, comparativamente a Alagoas, esses mercados levam menos tempo para eliminar os desvios do equilíbrio de longo prazo. Quanto a Alagoas, que é o mercado mais distante de Ribeirão Preto, foi verificada maior meia-vida, igual a 15 dias, de acordo com a tabela 5.21.

Da mesma forma que foi visto nos mercados de açúcar e de álcool anidro, no caso do álcool hidratado, o tempo requerido para que metade dos desvios do equilíbrio seja eliminada é superior no modelo AR. Portanto, para todos os pares de mercados de álcool hidratado, o modelo TAR se ajusta de forma mais rápida em resposta a desvios do equilíbrio.

De acordo com o teste de Tsay na tabela 5.21, a hipótese nula de linearidade é rejeitada ao nível de significância de 1% para Alagoas/Ribeirão Preto e Maringá/Ribeirão Preto e a 5% no caso do par Paulínia/Ribeirão Preto. O resultado do teste de Hansen aponta que os três pares de mercados de álcool hidratado rejeitam a hipótese nula de linearidade a 1% de significância. Portanto, os testes de Tsay e de Hansen confirmam que existe efeito *threshold* significativo nos pares de mercados de álcool hidratado considerados na análise.

### **5.5.3 Integração dos mercados de álcool hidratado no Brasil, considerando os efeitos dos custos de transação: Modelo de Co-integração com *Threshold***

Os resultados do modelo bivariado de correção de erro vetorial com três regimes (TVEC<sub>3</sub>) para os mercados de álcool hidratado são apresentados na tabela 5.22. Em todos os pares de mercados de álcool hidratado, o regime de não ajustamento dos preços (regime 2) é o que possui o maior número de observações, tal como ocorreu com os mercados de açúcar e de álcool anidro.

**Tabela 5.22 - Estimação do modelo de co-integração com *threshold*: Modelo TVEC 3 para os mercados de álcool hidratado**

<b>Mercados</b>	<b>Regime 1</b> $\varepsilon_{t-1} < \theta_1$	<b>Regime 2</b> <b>(Banda neutra)</b> $\theta_1 \leq \varepsilon_{t-1} \leq \theta_2$	<b>Regime 3</b> $\varepsilon_{t-1} > \theta_2$
Alagoas – Ribeirão Preto	$\varepsilon_{t-1} < -0,1244$ (67)	$-0,1244 \leq \varepsilon_{t-1} \leq 0,1512$ (684)	$\varepsilon_{t-1} > 0,1512$ (88)
Paulínia – Ribeirão Preto	$\varepsilon_{t-1} < -0,0535$ (80)	$-0,0535 \leq \varepsilon_{t-1} \leq 0,0406$ (519)	$\varepsilon_{t-1} > 0,0406$ (245)
Maringá – Ribeirão Preto	$\varepsilon_{t-1} < -0,0446$ (42)	$-0,0446 \leq \varepsilon_{t-1} \leq 0,0409$ (746)	$\varepsilon_{t-1} > 0,0409$ (58)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observação: Os valores entre parênteses referem-se ao número de observações em cada regime.

A maior extensão da banda neutra é verificada entre os mercados de Alagoas e Ribeirão Preto, como pode ser visto na tabela 5.22. Isto é, entre Alagoas e Ribeirão Preto há uma larga faixa de não ajustamento de preços devido a custos de transação mais elevados. Por outro lado, os pares Paulínia/Ribeirão Preto e Maringá/Ribeirão Preto possuem menores faixas de não ajustamento de preços.

Para analisar as possíveis assimetrias no ajustamento de preços, decorrentes de choques negativos e positivos, devem ser verificados os regimes que estão fora da banda neutra. De acordo com a tabela 5.22, os menores valores (absolutos) de  $\theta_1$  são referentes aos pares Paulínia/Ribeirão Preto e Maringá/Ribeirão Preto, de modo que nestes casos os empecilhos à transmissão de aumentos relativos de preços em Ribeirão Preto são menores. Já no caso de Alagoas, este mercado mostra-se mais protegido contra elevação do preço do litro de álcool hidratado em Ribeirão Preto.

As evidências encontradas conforme tabela 5.22 são de que um aumento de preços em Ribeirão Preto só será transmitido para Alagoas se esta elevação exceder aproximadamente 12%. Enquanto que em Paulínia e Maringá haverá transmissão de preços se este aumento exceder 5% e 4,5%, respectivamente.

Em relação ao segundo *threshold*, os menores valores de  $\theta_2$  são encontrados em Paulínia/Ribeirão Preto e Maringá/Ribeirão Preto. Ou seja, nestes mercados os custos de transmissão de redução do preço relativo do álcool hidratado em Ribeirão Preto, são

reduzidos. O maior valor de  $\theta_2$  é observado no par Alagoas/Ribeirão Preto, de forma que Alagoas é mais protegido contra redução do preço do álcool hidratado em Ribeirão Preto. Assim, apenas se a redução do preço do álcool hidratado exceder 15% em Ribeirão Preto é que haverá transmissão para Alagoas.

Portanto, no mercado de álcool hidratado em Paulínia, é confirmada a evidência de que tanto elevação como redução do preço relativo do açúcar em Ribeirão Preto são facilmente transmitidos para este mercado. Isto indica que entre os mercados de álcool hidratado em Paulínia e Ribeirão Preto é verificado menor custo de transação.

Quanto ao álcool hidratado em Alagoas, os resultados mostram que há maiores barreiras tanto para elevação como para redução de preços em Ribeirão Preto, comparativamente a Paulínia e Maringá. Porém, observa-se uma ligeira assimetria, de forma que existe um menor empecilho para a transmissão de uma elevação de preço em Ribeirão Preto, do que com relação à redução de preço do álcool hidratado de Ribeirão Preto para Alagoas.

De modo geral, os resultados do modelo TVEC<sub>3</sub> para os mercados de álcool hidratado no Brasil são condizentes com os do modelo TAR, embora o primeiro apresente a vantagem de analisar ajustamentos assimétricos decorrentes de choques nos preços. Quanto ao comportamento do *threshold*, o teste de não-linearidade de Tsay aplicado ao termo de correção de erro da relação de co-integração para os pares de mercados de álcool hidratado confirma os resultados do modelo TVEC.

## CAPÍTULO 6

### CONCLUSÕES

O setor sucroalcooleiro no Brasil possui grande relevância no cenário econômico, pois contribui tanto para a produção de alimentos como para a matriz energética nos mercados doméstico e mundial. A produção de açúcar e álcool no Brasil é caracterizada por ser realizada em mercados espacialmente separados. No entanto, há significativas diferenças regionais entre as principais regiões produtoras, que são acentuadas devido a elevados custos de produção e de transporte, além de alíquotas tributárias que desfavorecem alguns estados em detrimento de outros. Dessa forma, há a possibilidade de expressivos custos de transação nos mercados de açúcar, álcool anidro e álcool hidratado no Brasil.

O objetivo geral da presente tese consistiu em examinar a magnitude dos custos de transação e sua influência na transmissão de preços de açúcar, álcool anidro e álcool hidratado entre mercados espacialmente separados no Brasil. Para consecução do objetivo proposto, foi utilizado o referencial teórico sobre integração de mercados espacialmente separados e a metodologia do trabalho baseou-se em modelos de co-integração de Johansen, além de modelos autoregressivos e de co-integração com *threshold*. Foram utilizadas séries de preços para os mercados de açúcar, álcool anidro e álcool hidratado em Alagoas, Pernambuco, Araçatuba, Paulínia, Ribeirão Preto, Maringá e Triângulo Mineiro.

Primeiramente, foram investigadas quais as localidades que compõem o mercado de açúcar, de álcool anidro e de álcool hidratado no Brasil, através da análise de existência de equilíbrio de longo prazo. No caso do açúcar, as regiões de Alagoas, Araçatuba, Maringá, Pernambuco, Ribeirão Preto e Triângulo Mineiro fazem parte do mesmo mercado econômico. Para o álcool anidro, constituem um mesmo mercado econômico as regiões de Alagoas,



Araçatuba, Paulínia, Maringá e Ribeirão Preto. Já as regiões de Alagoas, Paulínia, Maringá e Ribeirão Preto compõem o mercado econômico de álcool hidratado no Brasil.

Além de delimitar o mercado econômico para cada *commodity*, foi determinado o mercado central, cuja localidade é considerada exógena em relação às demais. Assim, Ribeirão Preto foi considerado o mercado central para o açúcar, álcool anidro e álcool hidratado. Este resultado está de acordo com o esperado, pois Ribeirão Preto é a região mais importante na produção de açúcar e álcool no Brasil (ÚNICA, 2008). Com a determinação do mercado central, foram formados os pares de mercados para cada produto do setor sucroalcooleiro no intuito de investigar a integração entre o mercado central e cada um dos mercados secundários.

Os resultados iniciais para os mercados de açúcar, álcool anidro e álcool hidratado mostraram que há uma significativa relação de equilíbrio de longo prazo entre Ribeirão Preto e os demais mercados individualmente, sendo esta uma primeira evidência de integração dos mercados considerados. Porém, não se encontrou evidência de integração perfeita para os pares de mercados de açúcar, álcool anidro e álcool hidratado. A partir desta constatação, passou-se a levar em consideração a presença de custos de transação na análise.

Foram detectados significativos efeitos *thresholds* para todos os mercados de açúcar, álcool anidro e álcool hidratado, indicando que há relevantes custos de transação influenciando a transmissão de preços entre mercados espacialmente separados. Assim, nos modelos que consideraram a presença de custos de transação, foram necessários menos dias para ocorrerem os ajustamentos aos desvios do equilíbrio de longo prazo, em comparação com modelos que não levam em conta tais custos.

Para os mercados de açúcar, álcool anidro e álcool hidratado, o par Alagoas/Ribeirão Preto apresentou estimativa de elevados custos de transação e maior quantidade de dias para que haja ajustamento de preços aos desvios do equilíbrio da relação de longo prazo. De modo geral, nos mercados de açúcar, álcool anidro e álcool hidratado, foi confirmado que regiões mais próximas levam menos tempo para eliminar os desvios do equilíbrio de longo prazo, enquanto em mercados mais distantes ocorre o inverso. Portanto, foram encontradas evidências de maior integração dos mercados mais próximos a Ribeirão Preto e menor grau de integração para mercados mais distantes deste.

Também foi estimado o intervalo de não ajustamento de preços, definido aqui como banda neutra, para cada um dos produtos do setor sucroalcooleiro. O objetivo foi examinar a extensão dessa banda de não ajustamento de preços e a assimetria na transmissão de aumento e redução de preços do mercado central para o mercado secundário. Para o açúcar, os pares Alagoas/Ribeirão Preto e Pernambuco/Ribeirão Preto apresentaram maiores intervalos de não ajustamento de preços. Nos casos do álcool anidro e álcool hidratado, a maior banda neutra foi verificada entre os mercados de Alagoas e Ribeirão Preto. Entre Paulínia e Ribeirão Preto, observou-se uma menor banda de não ajustamento de preços, significando menor custo de transação.

O resultado quanto à extensão da banda neutra está de acordo com o esperado, pois regiões mais distantes geralmente possuem maiores custos de transação, de modo que mais extensa é a faixa de não ajustamento de preços entre o mercado central e o mercado secundário. Por outro lado, regiões mais próximas tendem a possuir menores bandas neutras, e, por conseguinte, menores custos de transação.

Quanto à assimetria em relação à elevação e à redução de preços, para os mercados de açúcar em Alagoas, Pernambuco e Maringá, foi confirmado que tanto o aumento como a diminuição do preço relativo do açúcar em Ribeirão Preto não são facilmente transmitidos para esses mercados. Esta evidência pode ser explicada pela distância entre os mercados e pelas condições logísticas que são menos favoráveis para o comércio entre Ribeirão Preto e mercados localizados nas regiões Nordeste e Sul do Brasil.

Já para o mercado de álcool em Paulínia, que é localizado mais próximo ao mercado central, é confirmada a evidência de que tanto uma elevação como uma redução do preço relativo do álcool anidro e do álcool hidratado em Ribeirão Preto são transmitidas com maior facilidade para Paulínia.

Contudo, foi observada uma pequena assimetria no ajustamento de preços a choques positivos e negativos nos mercados de açúcar em Alagoas e Maringá, de forma que uma elevação do preço do açúcar em Ribeirão Preto se transmite com maior facilidade do que uma redução de preço deste produto. No caso do álcool hidratado, também foi verificada uma ligeira assimetria entre Alagoas e Ribeirão Preto.

Para o álcool anidro, observou-se maior assimetria entre Alagoas e Ribeirão Preto, de forma que há forte barreira quanto à transmissão da redução do preço deste produto de Ribeirão Preto para Alagoas e maior facilidade de transmissão de aumento do preço do álcool anidro entre esses mercados. Desse resultado, pode-se então inferir que apesar da transmissão de preços de álcool anidro entre Alagoas e Ribeirão Preto ter mais barreiras com relação à redução de preço, em comparação com outros mercados localizados mais próximos a Ribeirão Preto, há uma assimetria no sentido de que serão transmitidos apenas aumentos nos preços deste produto. Isto pode ser devido ao fato de que sobre o álcool anidro não incide o ICMS, como acontece ao açúcar e ao álcool hidratado, facilitando a transmissão de aumento de preço entre as duas regiões citadas, pois não haverá diferencial de imposto. Além disso, dado que Alagoas é um dos mercados mais distantes de Ribeirão Preto, será vantajosa apenas a transmissão de um aumento de preço do álcool anidro entre esses mercados.

Deste modo, a análise do padrão de assimetria no ajustamento de preços do açúcar e álcool entre diferentes regiões e da magnitude dos custos de transação pode contribuir para uma melhor avaliação das condições de arbitragem e da integração entre os mercados de açúcar e álcool do Brasil.

As sugestões de pesquisas futuras estão em estender a análise para investigar a integração entre os mercados interno e externo de açúcar e álcool. Da mesma forma, seria importante investigar e aplicar a metodologia utilizada neste trabalho para analisar a integração de mercados para outras *commodities* agrícolas.

Conclui-se que a importância prática desta tese está baseada na confirmação de significativos custos de transação nos mercados de açúcar e álcool no Brasil e na estimação da magnitude destes custos entre diferentes regiões, permitindo que os agentes avaliem as oportunidades lucrativas de comércio intra-regional. Assim, os resultados obtidos no presente trabalho podem sugerir políticas públicas que promovam uma maior integração dos mercados de açúcar e álcool nas diferentes regiões do país e diminuição dos custos de transação, principalmente através da equalização do ICMS e investimentos em infra-estrutura, especificamente a melhoria das condições logísticas.

## REFERÊNCIAS

- ABDULAI, A. Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market. **Journal of Development Economics**, v. 63, p. 327–349, 2000.
- ALVES, L.R.A. **Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo**. Piracicaba, 2002. Dissertação de Mestrado (Pós-graduação em Economia Aplicada) – Escola Superior Luiz de Queiroz – Universidade de São Paulo.
- ALBANEZ, T.; BONIZIO, R.C.; RIBEIRO, E.M.S. Uma análise da estrutura de custos do setor sucroalcooleiro brasileiro. **Custos e agronegócio on line**, v.4, n.1. 2008. Disponível em: <<http://www.custoseagronegocioonline.com.br>>. Acesso em: 04 Jun. 2008.
- AMARAL, T.M.; NEVES, M.F.; MORAES, M.A.D. de. Análise comparativa entre a cadeia da cana-de-açúcar do Brasil e da França. **Anais do XLI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural**. Juiz de Fora, 2003.
- ANDRADE, Manuel Correia de. **Área do sistema canavieiro**. Recife: SUDENE, 1988.
- ANFAVEA. ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES. **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.anfavea.com.br/tabelas.html>>. Acesso em: 04 mar. 2009.
- ASCHE, F.; BREMNES, H.; WESSELS, C. R. Product aggregation, market integration, and relationships between prices: an application to world salmon markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, p. 568-581, 1999.
- ASCHE, F.; GORDON, D.V.; HANNESSON, R. Tests for market integration and the Law of One Price: the market for whitefish in France. **Marine Resource Economics**, v.19, pp. 195–210, 2004.

BACCHI, M.R.P.; ALVES, L.R.A. Formação de preço do açúcar cristal empacotado ao varejo da região Centro-Sul do Brasil. **Agricultura São Paulo**, v.51, n.1, p. 5-22, 2004.

BALCOMBE, K.; BAILEY, A.; BROOKS, J. Threshold effects in price transmission: the case of Brazilian wheat, maize and soya prices. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 89, n. 2, p. 308-323, 2007.

BALCOMBE, K.; RAPSOMANIKIS, G. Bayesian estimation and selection of nonlinear vector error correction models: the case of the sugar-ethanol-oil nexus in Brazil. **American Journal of Agricultural Economics**, v. , p. 1-11, 2008.

BALKE, N.S.; FOMBY, T.B. Threshold cointegration. **International Economic Review**, v. 38, p. 627-645, 1997.

BARRET, C.B. Market analysis methods: are our enriched toolkits well suited to enlivened markets? **American Journal of Agricultural Economics**, v. 78, n. 3, p. 825-829, 1996.

\_\_\_\_\_. Measuring Integration and Efficiency in International Agricultural Markets. **Review of Agricultural Economics**, v. 23, n. 1, p. 19-32, 2001.

BARRET, C. B.; LI, J. R. Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 84, n. 2, p. 292-307, 2002.

BARRET, C.B.; MUTAMBATSERE, E. **Agricultural markets in developing countries**. Cornell University, Jun. 2005. Disponível em: <[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1142518](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1142518)>. Acesso em: 04 Jun. 2008.

BARROS, A. R. Uma avaliação das políticas públicas para o setor sucroalcooleiro no Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.27, n.3, p.321-362, jul./set. 1996.

BARROS, G.S. de C.; MORAES, M.A.F.D. de. A desregulamentação do setor sucroalcooleiro. **Revista de Economia Política**, v.22, n.2, p. 156-173, 2002.

BAULCH, B. Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 79, n. 1, p. 477-487, 1997.

BAUMANN, Renato (org.). **Brasil: uma década em transição**. Rio de Janeiro: Campus, 1999.

BRAGATO, I.R.; MARJOTTA-MAISTRO, M.C. Corante no anidro combustível: aumento da credibilidade do produto. Disponível em: <[http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/Cepea\\_corante\\_alcool.pdf](http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/Cepea_corante_alcool.pdf)>. Acesso em: 06 Jan. 2009.

BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. **Açúcar e álcool no Brasil**. Brasília: Departamento da Cana-de-açúcar e agroenergia, Mar.2007.

BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. **Brazilian agroenergy plan 2006-2011**. Brasília: Embrapa Publishing House, 2006.

BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. Secretaria de Produção e Agroenergia. **Relação das unidades produtoras cadastradas no Departamento da Cana-de-açúcar e agroenergia**. Brasília: Departamento da Cana-de-açúcar e agroenergia, 2008.

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. (Orgs.) **Agroindústria Canavieira no Brasil**: evolução, desenvolvimento e desafios. São Paulo: Atlas, 2002.

CAMPENHOUT, B.V. Modelling trends in food market integration: method and an application to Tanzanian maize markets. **Food Policy**, v. 32, p. 112-127, 2007.

CAMPOS FILHO, M.F.; SANTOS, M. **Setor sucroalcooleiro em Minas Gerais**. Disponível em: <[http://www.siamig1.com.br/index.php?option=com\\_content&task=view&id=262&Itemid=95](http://www.siamig1.com.br/index.php?option=com_content&task=view&id=262&Itemid=95)>. Acesso em: 06 Jan. 2009.

CANER, M.; HANSEN, B.E. Threshold autoregression with a unit root. **Econometrica**, v.69, n. 6, p. 1555-1596, 2001.

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

CARVALHO, C. P. de O. Novas estratégias competitivas para o novo ambiente institucional: o caso do setor sucroalcooleiro de Alagoas 1990/2001. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.32, n.especial, p.654-675, nov. 2001.

CARVALHO, L.B. de; CAIXETA FILHO, J.V. Comportamento do mercado de preços de fretes rodoviários de açúcar para exportação no Estado de São Paulo. **Revista de Economia e Agronegócio**, v.5, n.1, p.101-126, 2007.

CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Indicadores de preços: açúcar e álcool**. Disponível em: < <http://www.cepea.esalq.usp.br>>. Acesso em: 10 Jan. 2007.

CHAN, K.S. Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a Threshold Autoregressive Model. **The Annals of Statistics**, 21, p. 520-533, 1993.

CORREA, A. da S.; MINELLA, A. Mecanismos não-lineares de repasse cambial: um modelo de curva de Phillips com *threshold* para o Brasil. **Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia**. Natal, 2005.

COSTA, C.C. da; BURNQUIST, H.L.; GUILHOTO, J.J.M. Impacto de alterações nas exportações de açúcar e álcool nas regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste sobre a economia do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.44, n.4, p. 609-627, 2006.

COSTA, A.C. **Mercado de crédito**: uma análise econométrica dos volumes de crédito total e habitacional no Brasil. Trabalho para discussão, Brasília: Banco Central do Brasil, n.87, p.1-32, 2004.

DENNIS. J.G.; HANSEN, H; JOHANSEN,S.; JUSELIUS,K. **Cats in Rats**. v.2. Estima. 2005.

DIAS, J.; SORDI, J.C. A importância da curva de demanda e o comportamento do setor para uma política de determinação de preços: o caso do álcool hidratado no Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.30, n. 4, p. 978-998, 1999.

EID, Farid. Progresso técnico na agroindústria sucroalcooleira. **Informações econômicas**, v.26, n.5, p. 29-38, 1996.

EJRNAES, M.; PERSSON, K.G. Market Integration and transport costs in France 1825-1903: a threshold error correction approach to the Law of One Price. **Explorations in Economic History**, v. 37, p. 149-173, 2000.

ELOBEID, A.; TOKGOZ, S. Removal of U.S. ethanol domestic and trade distortions: Impact on U.S. and Brazilian ethanol markets. **Working Paper**, n.6, v. 427, p. 1-34, 2006.

ENDERS, W. **Applied Econometrics Time Series**. 2. ed. Massachusetts: Willey, 2004.

\_\_\_\_\_. **Rats handbook for econometric time series**. Massachusetts: Willey. 1996.

ENDERS, W.; GRANGER, C.W.J. Unit root tests and asymmetric adjustment with and example using the term structure of interest rates. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 16, p. 304-11, 1998.

ENGLE, R.; GRANGER, C. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.55: p. 251-276, 1987.

ENGLE, R.; HENDRY, D.F.; RICHARD, J.F. Exogeneity. **Econometrica**, v.51, p. 277-304, 1983.

FACKLER, P.; GOODWIN, B.K. **Spatial price analysis**: a methodological review. North Carolina: Department of Agricultural and Resource Economics, North Carolina State University, 2000. (Mimeogr.).

FAMINOW, M.D.; BENSON, B.L. Integration of spatial markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 72, n. 1, p. 49-62, Feb. 1990.

FEDERICO, G. Market integration and market efficiency: the case of 19<sup>th</sup> century Italy. **Exploration in Economic History**, v. 44, p. 293-316, 2007.

FERREIRA, K. C. **O mercado sucroalcooleiro goiano pós-desregulamentação na década de 1990**. Disponível em: <http://www.seplan.go.gov.br/sepin/pub/conj/conj8/09.htm>. Acesso em: 06 Jan. 2009.



FIANI, Ronaldo. Teoria dos custos de transação. In: KUPFER, D.; HASENCLEVER, L. **Economia Industrial: fundamentos teóricos e práticas no Brasil**. Rio de Janeiro: Campus, 2002.

GABRE-MADHIN, E.Z. Transaction costs and market institutions: grain brokers in Ethiopia. **MSSD Discussion Paper**, n. 31, 1999.

GONZÁLEZ-RIVERA, G. HELFAND, S. M. The extent, pattern, and degree of market integration: a multivariate approach for the Brazilian rice market. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 3, p. 576-592, 2001a.

\_\_\_\_\_. **Economic development and the determinants of spatial integration in agricultural markets**. Riverside: Department of Economics, University of California, Working Paper, v.1, n. 28, p. 1-31, 2001b.

GOODWIN, B. K.; HOLT, M.T. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S beef sector. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, p. 302-317, 2001.

GOODWIN, B. K.; PIGGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 2, p. 630-637, 1999.

GREENE, W.H. **Econometric analysis**. 5.ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003

HANSEN, B. E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. **Econometrica**, v.64, n.2, p. 413-430, 1996.

\_\_\_\_\_. Inference in TAR models. **Studies in nonlinear dynamics & econometrics**, v. 2, n.1, p.1-14, 1997. Disponível em: <  
<http://www.bepress.com/snnde/vol2/iss1/art1/>>. Acesso em: 06 Jan. 2009.

HANSEN, B. E.; SEO, B. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. **Journal Econometrics**, v. 110, p. 293-318, 2002.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vector. **Journal of Econometric Dynamic and Control**, 12, 231-254, 1988.

JORNALCANA. **Conheça o setor.** Disponível em: <<http://www.jornalcana.com.br/Conteudo/Conheca%20o%20Setor.asp>>. Acesso em: 18 abril 2009.

LIMA, J.P.R.; SICSÚ, A.B. Revisitando o setor sucroalcooleiro do Nordeste: o novo contexto e a reestruturação possível. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.29, n. especial, p. 599-614, Jul. 1998.

LIU, Q.; WANG, H.H. Market integration test for Pacific eggs market. **Department of Agricultural & Resource Economics**, Washington State University, p.1-19, 2003. Disponível em: < <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/21934/1/sp03li06.pdf>>. Acesso em: 10 fev. 2009.

LO, M.C.; ZIVOT, E. Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price. **Macroeconomic Dynamics**, v. 5, p. 533-576, 2001.

MALTSOGLOU, I.; TANYERI-ABUR, A. Transactions costs, Institutions and smallholder market integration: potato producers in Peru. **ESA Working Paper**, n. 05/04, p. 1-13. Jun. 2005.

MARJOTTA-MAISTRO, M.C. **Ajustes nos mercados de álcool e gasolina no processo de desregulamentação.** Piracicaba, 2002. Tese de Doutorado (Pós-graduação em Economia Aplicada) – Escola Superior Luiz de Queiroz – Universidade de São Paulo.

MARTENS, M.; KOFMAN, P.; VORST, T.C.F. A threshold error-correction model for intraday futures and index returns. **Journal of Applied Econometrics**, v. 13, p. 245-263, 1998.

MATTOS, L. B. de. **Efeitos de custos de transação sobre a integração especial de mercados regionais de carne de frango no Brasil.** Viçosa, 2008. Tese de Doutorado (Pós-graduação em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa.

MATTOS, Leonardo Bornacki de; LIMA, João Eustáquio de; LIRIO, Viviani Silva. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. 2009, vol.47, n.1, pp. 249-274.

MEYER, J. Measuring market integration in the presence of transaction costs – a threshold vector error correction approach. **Agricultural Economics**, v. 31, p. 327-334, 2004.

MOREIRA, Emília et al. A visão dos atores sociais sobre a crise do emprego rural na zona canavieira da Paraíba. **Revista da ABET**, n.1, nov.2001.

NATALE NETTO, J. **A saga do álcool: fatos e verdades sobre os 100 anos de história do álcool combustível em nosso país**. Osasco-SP: Novo Século, 2007.

NEGASSA, A. MYERS, R. J. Estimating policy effects on spatial market efficiency: an extension to the parity bounds model. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 89, n. 2, p. 338-352, 2007.

NOGUEIRA, F. T. P. **Integração dos mercados internos e externos de café**. Viçosa, 2006. Tese de Doutorado (Pós-graduação em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa.

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

PARK, A.; JIN, H.; ROZELLE, S.; HUANG, J. Market emergence and transitions: arbitrage, transaction costs, and autarky in China's grain markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 84, n. 1, p. 67-82, 2002.

PADILLA-BERNAL, L.; THILMANY, D.D.; LOUREIRO, M. An Empirical Analysis of Market. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 28, n.3, p.435-450, 2003.

PEREIRA, L.R.R. **Integração especial no mercado brasileiro de boi gordo**. Viçosa, 2005. Tese de Doutorado (Pós-graduação em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa.

PIRES, A. O mercado e o preço do álcool. **Agroanalysis**, n. 06, v. 26, Jun. 2006. Disponível em: <[http://www.agroanalysis.com.br/index.php?area=conteudo&esp\\_id=3&from=especial&pc\\_id=7](http://www.agroanalysis.com.br/index.php?area=conteudo&esp_id=3&from=especial&pc_id=7)>. Acesso em: 04 Jun. 2008.

RAMOS, Pedro. **Agroindústria canavieira e propriedade fundiária no Brasil**. São Paulo: Hucitec, 1999.

RISSARDI JÚNIOR, D.J.; SHIKIDA, P.F.A. A agroindústria canavieira do Paraná pós-desregulamentação: uma abordagem neoshumpeteriana. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 45, n.02, p. 445-473, 2007.

RODRIGUES, L.P.; MORAES, M.A.F.D. de. Estrutura de mercado da indústria de refino de açúcar na região Centro-Sul do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 45, n.01, p. 93-118, 2007.

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

SANTOS, J.A.N dos; SANTOS, M.A. dos; VIDAL, M. F. Setor sucroalcooleiro Nordestino: desempenhos recentes e possibilidades de políticas. **Série Documentos do Etene**, n. 18. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2007.

\_\_\_\_\_. Análise Setorial: sucroalcooleiro. **Sumário Executivo**. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2006.

SATOLO, L.F.; DIEHL, D. Aspectos nacionais e regionais do crescimento da produção brasileira de cana-de-açúcar. **Anais do XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER**. Rio Branco, 2008.

SEPHTON, P. S. Spatial market arbitrage and threshold cointegration. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 85, n. 4, p. 1042-1046, 2003.

SEVERO, J.R. **Cana-de-Açúcar: Sazonalidade e clima aumentam os preços do álcool**. Disponível em: <<http://www.canaldoprodutor.com.br/artigos/cana-de-a%C3%A7%C3%Bacar-sazonalidade-e-clima-aumentam-os-pre%C3%A7os-do-%C3%A1lcool>>. Acesso em: 14. Maio 2009.

SEXTON, R. J. KLING, C. L. CARMAN, H. F. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to U. S. celery. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 73, p.568-580, 1991.

SHIKIDA, Pery Francisco Assis. **A evolução diferenciada da agroindústria canavieira no Brasil de 1975 a 1995**. Cascavel: Edunioeste, 1998.

SHIKIDA, Pery Francisco Assis; BACHA, Carlos José Caetano. Evolução da agroindústria canavieira brasileira de 1975 a 1995. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v.53, n.1, p.69-89, jan./mar.1999.

SIAMIG. Sindicato da Indústria de Fabricação do álcool e da Indústria do Açúcar no Estado de Minas Gerais. *Jornal Canavial*, n. 11, 2007. Disponível em: <<http://www.siamig1.com.br/canavial/2007.pdf>>. Acesso em: 10 Jul. 2008.

SILVA JÚNIOR, L.H.; LIMA, R.C.; SAMPAIO, Y. Inter-relações entre os preços do açúcar no mercado internacional e no mercado do Nordeste. **Anais do XII Encontro Regional de Economia**. Fortaleza, 2007.

SINDAÇÚCAR-AL. Sindicato da Indústria do Açúcar e do Alcool no Estado de Alagoas. **Estiagem derruba produção de cana**. Disponível em: <<http://www.sindacucar-al.com.br/www/noticiasTexto.asp?id=1896>>. Acesso em: 08 Jun. 2008.

SINDAÇÚCAR-PE. Sindicato da Indústria do Açúcar e do Alcool no Estado de Pernambuco. **Comercialização do álcool**. Disponível em: <<http://www.sindacucar.com.br/?acao=alcool.comercio>>. Acesso em: 08 Jun. 2008.

SORDI, João Celso. **Os efeitos dos custos de transporte na liberação dos preços: o caso do álcool hidratado no Brasil**. Maringá, 1997. Dissertação de mestrado (Pós-graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Estadual de Maringá.

SOUZA, R.R.. **Panorama, oportunidades e desafios para o mercado mundial de álcool automotivo**. Rio de Janeiro, 2006. Dissertação de Mestrado (Instituto Alberto Luiz Coimbra de Pós-graduação e Pesquisa de Engenharia - COPPE) – Universidade Federal do Rio de Janeiro.

SPILLER, P.T.; HUANG, C.J. On the extent of the market: wholesale gasoline in the Northern United States. **Journal of Industrial Economics**, v. 34, p. 131-145, 1986.

SZMRECSÁNYI, Tamás. **O planejamento da agroindústria canavieira do Brasil: 1930-1975**. Séries teses e pesquisas. São Paulo: Hucitec, 1979.

TEDESCHI, A.de A. P. Região discute troca de álcool hidratado pelo anidro. 29 Ago. 2006. Disponível em: <<http://www.uniara.com.br/ageuniara/artigos.asp?Artigo=2861>>. Acesso em: 05 abr. 2009.

TIMMER, C.P. A model of rice marketing margins in Indonésia. **Food Research Institute Studies**, v.13, n. 2, p. 145-167, 1974.

TSAY, R. S. Testing and modeling Threshold Autoregressive processes. **Journal of the American Statistical Association**, v. 84, p. 231-240, 1989.

\_\_\_\_\_. Testing and modeling multivariate threshold models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 93, p. 1188–1202, 1998.

\_\_\_\_\_. **Analysis of financial time series: financial econometrics**. 2. ed. New York: John Wiley & Sons, Inc, 2005.

ÚNICA. União da Indústria da Cana-de-açúcar. **Setor Sucroalcooleiro**: Consecana. Disponível em: < <http://www.unica.com.br/content/show.asp?cntCode={6ED1BE65-C819-4721-B5E7-312EF1EA2555}>>. Acesso em: 09 Jun. 2008.

VIAN, C.E. de F. **Agroindústria Canavieira**: Estratégias competitivas e modernização. Campinas: Átomo, 2003.

VIAN, C.E.F.; MARIN, F.R. **Logística e transporte**. Disponível em:< [http://www.agencia.cnptia.embrapa.br/gestor/cana-de-acucar/arvore/CONTAG01\\_133\\_22122006154842.html](http://www.agencia.cnptia.embrapa.br/gestor/cana-de-acucar/arvore/CONTAG01_133_22122006154842.html)>. Acesso em: 22 Out. 2008.

VIDAL, M. F.; SANTOS, J.A.N dos; SANTOS, M.A. dos; Setor sucroalcooleiro no Nordeste brasileiro: estruturação da cadeia produtiva, produção e mercado. **Anais do XLIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural – SOBER**. Fortaleza, 2006.

VIEIRA JÚNIOR, P.A. et al. Produção brasileira de cana-de-açúcar e deslocamento da fronteira agrícola no Estado do Mato Grosso. **Informações Econômicas**, SP, v. 38, n.4, 2008.

VOLPATO, R. de C. **Etanol: a hora do Brasil**. Cuiabá, 2007. Universidade Federal do Mato Grosso. Disponível em:

<[http://www.castilhogestao.com.br/docs/etanol%20a%20hora%20do%20brasil\\_rita%20volpato.pdf](http://www.castilhogestao.com.br/docs/etanol%20a%20hora%20do%20brasil_rita%20volpato.pdf)>. Acesso em: 06 de Jan. 2008.

## APÊNDICE

**Tabela A.1 - Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) - Açúcar**

Séries	Defasagens	Valor crítico (1%)	Valor estimado
ACAL <sub>t</sub>	5	-3.43 <sup>2</sup>	-1.47
ACAR <sub>t</sub>	6	-3.43 <sup>2</sup>	-2.19
ACMR <sub>t</sub>	5	-3.43 <sup>2</sup>	-2.21
ACPE <sub>t</sub>	1	-3.43 <sup>2</sup>	-1.39
ACRP <sub>t</sub>	6	-3.43 <sup>2</sup>	-2.23
ACTM <sub>t</sub>	6	-3.43 <sup>2</sup>	-2.22
DACAL <sub>t</sub> <sup>1</sup>	4	-2.58 <sup>3</sup>	-15.33
DACAR <sub>t</sub> <sup>1</sup>	6	-2.58 <sup>3</sup>	-8.33
DACMR <sub>t</sub> <sup>1</sup>	5	-2.58 <sup>3</sup>	-8.35
DACPE <sub>t</sub> <sup>1</sup>	0	-2.58 <sup>3</sup>	-40.07
DACRP <sub>t</sub> <sup>1</sup>	6	-2.58 <sup>3</sup>	-8.29
DACTM <sub>t</sub> <sup>1</sup>	5	-2.58 <sup>3</sup>	-9.12

Fonte: dados da pesquisa.

Notas: <sup>1</sup> séries diferenciadas; <sup>2</sup> com constante e sem tendência; <sup>3</sup> sem constante e sem tendência.

**Tabela A.2 - Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) - Álcool anidro**

Série	Defasagens	Valor crítico (1%)	Valor estimado
AAAL <sub>t</sub>	2	-3.43 <sup>2</sup>	-1.98
AAAR <sub>t</sub>	2	-3.43 <sup>2</sup>	-2.18
AAPL <sub>t</sub>	2	-3.43 <sup>2</sup>	-2.22
AAMR <sub>t</sub>	6	-3.43 <sup>2</sup>	-2.50
AARP <sub>t</sub>	6	-3.43 <sup>2</sup>	-2.69
DAAAL <sub>t</sub> <sup>1</sup>	5	-2.58 <sup>3</sup>	-17.20
DAAAR <sub>t</sub> <sup>1</sup>	5	-2.58 <sup>3</sup>	-12.87
DAAPL <sub>t</sub> <sup>1</sup>	3	-2.58 <sup>3</sup>	-16.48
DAAMR <sub>t</sub> <sup>1</sup>	5	-2.58 <sup>3</sup>	-12.41
DAARP <sub>t</sub> <sup>1</sup>	3	-2.58 <sup>3</sup>	-15.73

Fonte: dados da pesquisa.

Notas: <sup>1</sup> séries diferenciadas; <sup>2</sup> com constante e sem tendência; <sup>3</sup> sem constante e sem tendência.



**Tabela A.3 - Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) - Álcool hidratado**

Série	Defasagens	Valor crítico (1%)	Valor estimado
AHAL <sub>t</sub>	1	-3.43 <sup>2</sup>	-2.56
AHPL <sub>t</sub>	2	-3.43 <sup>2</sup>	-1.43
AHMR <sub>t</sub>	6	-3.43 <sup>2</sup>	-2.09
AHRP <sub>t</sub>	4	-3.43 <sup>2</sup>	-2.03
DAHAL <sub>t</sub> <sup>1</sup>	0	-2.58 <sup>3</sup>	-31.12
DAHPL <sub>t</sub> <sup>1</sup>	4	-2.58 <sup>3</sup>	-10.16
DAHMR <sub>t</sub> <sup>1</sup>	6	-2.58 <sup>3</sup>	-8.16
DAHRP <sub>t</sub> <sup>1</sup>	3	-2.58 <sup>3</sup>	-12.60

Fonte: dados da pesquisa.

Notas: <sup>1</sup> séries diferenciadas; <sup>2</sup> com constante e sem tendência; <sup>3</sup> sem constante e sem tendência.

**Tabela A.4 - Teste de Razão de Verossimilhança (LR) para Exogeneidade Fraca - Açúcar**

Mercados	Teste LR	<i>P- value</i>
ACAL <sub>t</sub>	47,447 <sup>***</sup>	0,000
ACAR <sub>t</sub>	57,289 <sup>***</sup>	0,000
ACMR <sub>t</sub>	185,006 <sup>***</sup>	0,000
ACPE <sub>t</sub>	102,806 <sup>***</sup>	0,000
ACRP <sub>t</sub>	7,368	0,195
ACAL <sub>t</sub>	49,463 <sup>***</sup>	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\* Rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1 %.

**Tabela A.5 - Teste de Razão de Verossimilhança (LR) para Exogeneidade Fraca - Álcool anidro**

Mercados	Teste LR	<i>P- value</i>
AAAL <sub>t</sub>	31,924 <sup>***</sup>	0,000
AAAR <sub>t</sub>	14,656 <sup>***</sup>	0,005
AAPL <sub>t</sub>	62,463 <sup>***</sup>	0,000
AAMR <sub>t</sub>	237,024 <sup>***</sup>	0,000
AARP <sub>t</sub>	7,371	0,118

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\* Rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1 %.

**Tabela A.6 - Teste de Razão de Verossimilhança (LR) para Exogeneidade Fraca - Álcool Hidratado**

Mercados	Teste LR	<i>P- value</i>
AHAL <sub>t</sub>	11,122***	0,011
AHPL <sub>t</sub>	34,871***	0,000
AHMR <sub>t</sub>	116,179***	0,000
AHRP <sub>t</sub>	4,816	0,186

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\* Rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1 %.

**Tabela A.7 - Teste de Co-integração de Johansen: análise entre Ribeirão Preto e demais mercados - Açúcar**

Mercados	<i>Rank = r</i>	Autovalor	Teste do Traço	<i>P- value</i>
Alagoas	$r = 0$ ***	0,027	37,524	0,000
	$r \leq 1$	0,000	0,049	0,881
Araçatuba	$r = 0$ ***	0,036	57,733	0,000
	$r \leq 1$	0,005	6,788	0,142
Maringá	$r = 0$ ***	0,086	125,486	0,000
	$r \leq 1$	0,000	0,000	0,997
Pernambuco	$r = 0$ ***	0,026	37,246	0,000
	$r \leq 1$	0,000	0,022	0,926
Triângulo Mineiro	$r = 0$ ***	0,015	20,997	0,001
	$r \leq 1$	0,000	0,248	0,691

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\* Rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1 %.

**Tabela A.8 - Teste de Co-integração de Johansen: análise entre Ribeirão Preto e demais mercados – Álcool anidro**

Mercados	<i>Rank = r</i>	Autovalor	Teste do Traço	<i>P- value</i>
Alagoas	$r = 0$ ***	0,012	20,103	0,002
	$r \leq 1$	0,002	2,610	0,124
Araçatuba	$r = 0$ ***	0,020	34,068	0,003
	$r \leq 1$	0,004	6,065	0,463
Paulínia	$r = 0$ ***	0,019	36,115	0,001
	$r \leq 1$	0,007	9,402	0,161
Maringá	$r = 0$ ***	0,048	75,320	0,000
	$r \leq 1$	0,005	7,020	0,129

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\* Rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1 %.

**Tabela A.9 - Teste de Co-integração de Johansen: análise entre Ribeirão Preto e demais mercados – Álcool hidratado**

<b>Mercados</b>	<b>Rank = r</b>	<b>Autovalor</b>	<b>Teste do Traço</b>	<b>P- value</b>
Alagoas	$r = 0^{***}$	0,048	75,320	0,000
	$r \leq 1$	0,005	7,020	0,129
Paulínia	$r = 0^{**}$	0,026	27,488	0,030
	$r \leq 1$	0,006	5,006	0,622
Maringá	$r = 0^{***}$	0,113	107,150	0,000
	$r \leq 1$	0,006	5,151	0,589

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\* Rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1 %; \*\* Rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5 %.

**Tabela A.10 - Teste do Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação dos resíduos - Açúcar**

<b>Mercados</b>	<b>Teste LM(1)</b>	<b>Teste LM(2)</b>	<b>Número de defasagens</b>
Alagoas	5,901 (0,207)	5,126 (0,275)	10
Araçatuba	5,669 (0,225)	5,483 (0,241)	9
Maringá	7,726 (0,102)	6,335 (0,176)	12
Pernambuco	2,703 (0,609)	1,345 (0,854)	9
Triângulo Mineiro	5,684 (0,224)	3,358 (0,500)	10

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: \* Segue distribuição  $\chi^2$  com 4 graus de liberdade.

Hipótese nula: não há autocorrelação. P-valor entre parênteses.

**Tabela A.11 - Teste do Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação dos resíduos - Álcool anidro**

<b>Mercados</b>	<b>Teste LM(1)</b>	<b>Teste LM(2)</b>	<b>Número de defasagens</b>
Alagoas	1,318 (0,858)	0,883 (0,927)	9
Araçatuba	4,253 (0,373)	6,973 (0,137)	9
Paulínia	2,137 (0,711)	3,033 (0,552)	14
Maringá	2,591 (0,628)	2,387 (0,665)	10

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: \* Segue distribuição  $\chi^2$  com 4 graus de liberdade.

Hipótese nula: não há autocorrelação. *P*-valor entre parênteses.

**Tabela A.12- Teste do Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação dos resíduos - Álcool hidratado**

<b>Mercados</b>	<b>Teste LM(1)</b>	<b>Teste LM(2)</b>	<b>Número de defasagens</b>
Alagoas	2,591 (0,628)	2,387 (0,665)	10
Paulínia	7,556 (0,109)	3,829 (0,430)	5
Maringá	6,002 (0,199)	7,426 (0,115)	3

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: \* Segue distribuição  $\chi^2$  com 4 graus de liberdade.

Hipótese nula: não há autocorrelação. *P*-valor entre parênteses.