

UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CIÊNCIAS CONTÁBEIS E CIÊNCIAS
ECONÔMICAS - FACE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

MAYKON DANIEL GONÇALVES SILVA

INTEGRAÇÃO DE PREÇOS NO MERCADO BRASILEIRO DE MILHO SOB A
PRESENÇA DE CUSTOS DE TRANSAÇÃO NO PERÍODO DE 2009 A 2016.

GOIÂNIA

2017

TERMO DE CIÊNCIA E DE AUTORIZAÇÃO PARA DISPONIBILIZAR AS TESES E DISSERTAÇÕES ELETRÔNICAS NA BIBLIOTECA DIGITAL DA UFG

Na qualidade de titular dos direitos de autor, autorizo a Universidade Federal de Goiás (UFG) a disponibilizar, gratuitamente, por meio da Biblioteca Digital de Teses e Dissertações (BDTD/UFG), regulamentada pela Resolução CEPEC nº 832/2007, sem ressarcimento dos direitos autorais, de acordo com a Lei nº 9610/98, o documento conforme permissões assinaladas abaixo, para fins de leitura, impressão e/ou *download*, a título de divulgação da produção científica brasileira, a partir desta data.

1. Identificação do material bibliográfico: **Dissertação** **Tese**

2. Identificação da Tese ou Dissertação

Nome completo do autor: MAYKON DANIEL GONÇALVES SILVA

Título do trabalho: INTEGRAÇÃO DE PREÇOS NO MERCADO BRASILEIRO DE MILHO SOB A PRESENÇA DE CUSTOS DE TRANSAÇÃO NO PERÍODO DE 2009 A 2016

3. Informações de acesso ao documento:

Concorda com a liberação total do documento SIM NÃO¹

Havendo concordância com a disponibilização eletrônica, torna-se imprescindível o envio do(s) arquivo(s) em formato digital PDF da tese ou dissertação.


Assinatura do (a) autor (a) ²

Data: 13 / 04 / 2017

¹ Neste caso o documento será embargado por até um ano a partir da data de defesa. A extensão deste prazo suscita justificativa junto à coordenação do curso. Os dados do documento não serão disponibilizados durante o período de embargo.

²A assinatura deve ser escaneada.

MAYKON DANIEL GONÇALVES SILVA

**INTEGRAÇÃO DE PREÇOS NO MERCADO BRASILEIRO DE MILHO SOB A
PRESENÇA DE CUSTOS DE TRANSAÇÃO NO PERÍODO DE 2009 A 2016.**

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia, no Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Goiás.

Orientador: Prof. Dr. Cleyzer Adrian da Cunha

GOIÂNIA

2017

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor, através do Programa de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da UFG.

Silva, Maykon Daniel Gonçalves

Integração de preços no mercado brasileiro de milho sob a presença de custos de transação no período de 2009 a 2016 [manuscrito] / Maykon Daniel Gonçalves Silva. - 2017.

81 f.: il.

Orientador: Prof. Dr. Cleyzer Adrian da Cunha.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Goiás, Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Ciências Econômicas (FACE), Ciências Econômicas, Goiânia, 2017.

Bibliografia. Apêndice.

Inclui siglas, mapas, abreviaturas, símbolos, gráfico, tabelas, lista de figuras, lista de tabelas.

1. Integração de mercado. 2. Milho. 3. Preços. 4. TVEC. I. Cunha, Cleyzer Adrian da, orient. II. Título.

CDU 33



ATA DE DEFESA PÚBLICA DE DISSERTAÇÃO

Aos trinta e um dias do mês de março de 2017, no horário de 9:30 horas às 11:10 horas, foi realizada, em sessão pública na sala 2110 da FACE, a defesa da dissertação *Integração de preços no mercado brasileiro de milho sob a presença de custos de transação no período de 2009 a 2016*, de autoria do discente Maykon Daniel Gonçalves Silva, do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPE da Universidade Federal de Goiás. A Comissão Examinadora, constituída pelo Professor Cleyzer Adrian da Cunha, da Universidade Federal de Goiás (UFG)/PPE/(Membro Interno/Orientador), Professor Waldemiro Alcântara da Silva Neto, da Universidade Federal de Goiás (UFG)/PPE/(Membro Interno) e pelo Professor Ricardo Messias Rossi, da Universidade Federal de Goiás, vinculado ao Programa de Pós-Graduação em Administração-PPGADM (Membro Externo), emitiu o seguinte parecer/recomendações:

Resultado Final:

- Aprovado
 Reprovado

Recomendações:

BANCA EXAMINADORA

Eu, Cleyzer Adrian da Cunha, orientador do discente, lavrei a presente Ata, que segue assinada por mim e pelos demais membros da Comissão Examinadora.

Prof. Dr. Cleyzer Adrian da Cunha (PPE/UFG/Orientador/Presidente)

Prof. Dr. Waldemiro Alcântara da Silva Neto (Examinador Interno/UFG/PPE)

Prof. Dr. Ricardo Messias Rossi (Membro Externo/PPGADM/UFG)

Goiânia, 31/03/2017.

DEDICATÓRIA

*Aos meus pais, Airton e Vera;
À minha avó, Maria da Conceição;
À minha namorada Edilaine.*

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus pelo dom da vida, pela saúde e por todas as oportunidades que me proporciona. Agradeço ao meu orientador Prof. Dr. Cleyzer Adrian da Cunha, pelas orientações e apoio durante o mestrado. A todos os professores do PPE/UFG por suas ricas contribuições em minha formação. Agradeço ao Prof. Dr. Lucilio Alves pesquisador do Cepea, pela disponibilização dos dados, na qual foi possível concluir a pesquisa. Agradeço a Capes pelo financiamento da bolsa permitindo minha permanência e dedicação ao curso. Por fim, agradeço aos meus pais, Airton e Vera; a minha avó Maria; a minha namorada Edilaine, por todo apoio e confiança que me deram.

RESUMO

O objetivo deste estudo é analisar a integração de preços no mercado brasileiro de milho, considerando os custos de transação. Foram analisados preços diários do milho no período de janeiro de 2009 a dezembro de 2016, nos mercados físicos de Sorriso - Mato Grosso, Dourados - Mato Grosso do Sul, Paranaguá e Cascavel – Paraná, Rio Verde - Goiás, Passo Fundo – Rio Grande do Sul e Campinas – São Paulo. São regiões de maior dinâmica na comercialização do grão no País. A metodologia consistiu no teste de raiz unitária, causalidade de Granger, cointegração de Johansen, estimação do modelo vetorial de correção de erro linear (VEC) e com *Threshold* (TVEC) dois regimes. Os resultados indicam que Campinas possui uma bicausalidade e uma relação de equilíbrio de longo prazo com os demais mercados e a estimação do modelo TVEC confirma a presença de um *threshold*. Nos regimes *Down*, onde a maior parte da porcentagem da amostra se encontra, as variações de preços ocorridas em Campinas afetaram os preços de Dourados e Triângulo Mineiro somente no curto prazo, ou seja, variações de preços passados. Nos regimes *Up* as variações de preços em Campinas afetaram em curto e em longo prazo os demais mercados físicos. Além disso, os parâmetros *threshold*, indicam a existência de custos de transação nas inter-relações entre os preços. De modo que um choque de preços resultado por excesso de demanda em Campinas, por exemplo, superior a 1,22%; 1,45%; 1,26%; 0,9%; 1,27%; 1,03% e 1,39% promovem um ajustamento de preços em Cascavel, Dourados, Paranaguá, Passo Fundo, Rio Verde, Sorriso e Triângulo Mineiro, respectivamente.

Palavras-Chave: Integração de Mercado, Milho, Preços, TVEC.

ABSTRACT

The objective of this study is to analyze the integration of prices in the Brazilian maize market, considering the transaction costs. The daily maize prices were analyzed from January 2009 to December 2016, in the physical markets of Sorriso - Mato Grosso, Dourados - Mato Grosso do Sul, Paranaguá and Cascavel - Paraná, Rio Verde - Goiás, Passo Fundo - Rio Grande do Sul and Campinas - São Paulo. The methodology consisted of the unit root test, Granger causality, Johansen cointegration, estimation of the linear error correction vector model (VEC) and Threshold (TVEC) with two regimes. The results indicate that Campinas has a bias and a long-term equilibrium relation with the other markets and the estimation of the TVEC model confirms the presence of a threshold. In the Down regimes, where most of the sample percentage is found, the price changes in Campinas affected the prices of Dourados and Triângulo Mineiro only in the short term, i.e., past price variations. In the Up regimes the price changes in Campinas affected in the short and long term the other physical markets. In addition, the threshold parameters indicate the existence of transaction costs in the interrelationships between prices. So that a price shock resulting from excess demand in Campinas, for example, exceeds 1,22%; 1,45%; 1,26%; 0,9%; 1,27%; 1,03% and 1,39% promote a price adjustment in Cascavel, Dourados, Paranaguá, Passo Fundo, Rio Verde, Sorriso and Triângulo Mineiro, respectively.

Keywords: Market Integration, Maize, Prices, TVEC.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 - Produção brasileira de milho 1º safra – 2015/16.	20
Figura 2 - Produção brasileira de milho 2º safra - 2015/16.....	21
Figura 3 - Fluxograma da cadeia agroindustrial do milho.....	23
Figura 4 - Gráfico do nível de produção do milho (em grão) por Estados da Federação na safra de 2015/16.	25
Figura 5- Nível de produtividade por região do Brasil na safra 2014/15.	27
Figura 6 - Impacto do termo de correção de erro no ajustamento de preços.....	50
Figura 7- Preço diário do milho, em nível atacadista, nas principais praças produtoras no Brasil, período de janeiro de 2009 a dezembro de 2016.	52

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Os múltiplos usos do milho (planta, espiga e grão) no Brasil.....	22
Quadro 2 - Principais rotas do milho no mercado interno e exportação.	26
Quadro 3 - Descrição das variáveis utilizadas no modelo.....	41

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Evolução da produção, área plantada e produtividade brasileira de milho, 2005/06 a 2015/16.	24
Tabela 2 - Balanço de oferta e demanda de milho no brasil.....	28
Tabela 3 - Estatística descritiva para os preços (em R\$) do milho, período de janeiro de 2009 a dezembro de 2016.....	51
Tabela 4 - Resultado do teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado.....	53
Tabela 5 - Resultado do teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado.....	55
Tabela 6 - Resultado da seleção de defasagens para as séries de preços em logaritmo	56
Tabela 7- Resultado do teste de causalidade de Granger entre os pares de preços	57
Tabela 8 - Teste de cointegração de Johansen: análise entre Campinas e demais mercados – teste traço.....	58
Tabela 9 - Teste de cointegração de Johansen: análise entre Campinas e demais mercados – teste do máximo autovalor.....	59
Tabela 10 - Estimação do VEC para as séries diárias de preços do milho nas regiões de Cascavel e Campinas.	60
Tabela 11 - Estimação do VEC para as séries diárias de preços do milho nas regiões de Dourados e Campinas.....	60
Tabela 12 - Estimação do VEC para as séries diárias de preços do milho nas regiões de Paranaguá e Campinas.....	61
Tabela 13 - Estimação do VEC para as séries diárias de preços do milho nas regiões de Passo Fundo e Campinas.	61
Tabela 14 - Estimação do VEC para as séries diárias de preços do milho nas regiões de Rio Verde e Campinas.....	62
Tabela 15 - Estimação do VEC para as séries diárias de preços do milho nas regiões de Sorriso e Campinas.....	63
Tabela 16 - Estimação do VEC para as séries diárias de preços do milho nas regiões de Triângulo Mineiro e Campinas.....	63

Tabela 17 - Resultados do modelo TVEC bivariado para as praças CASC, DOU, PAR, PAS, RV, SOR, TM, considerando Campinas como mercado de referência, de 2 de Janeiro 2009 a 29 de Dezembro de 2016.....	65
---	----

LISTA DE SIGLAS

ABIMILHO	- Associação Brasileira das Indústrias do Milho
ADF	- Dickey Fuller Aumentado
BACEN	- Banco Central do Brasil
CEPEA	- Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada
CME/CBOT	- Bolsa de Chicago
CNA	- Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil
CONAB	- Companhia Nacional de Abastecimento
DF	- Dickey e Fuller
EMBRAPA	- Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária
FIEG	- Federação das Indústrias do Estado de Goiás
FOB	- <i>Free On Bord</i> (Livre a Bordo)
IEA	- Instituto de Economia Agrícola
ICMS	- Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços
IMEA	- Instituto Mato Grossense de Economia Agropecuária
LPU	- Lei do Preço Único
MQO	- Mínimo Quadrado Ordinário
PPC	- Paridade do Poder de Compra
TAR	- Modelo Autorregressivo com <i>Threshold</i>
TVEC	- Modelo de Correção de Erro Vetorial com <i>Threshold</i>
VAR	- Modelo Autorregressivo Vetorial
VEC	- Modelo de Correção de Erro Vetorial

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	17
1.1	Objetivos	18
1.1.1	Geral.....	18
1.1.2	Específicos	18
1.2	Problema de Pesquisa	19
1.3	Estrutura da Pesquisa	19
2	CARACTERIZAÇÃO DO MERCADO DO MILHO	20
3	REVISÃO DE LITERATURA	29
3.1	Integração de Mercado	29
3.2	Arbitragem Espacial e Lei do Preço Único	31
3.3	Custos de Transação e Integração de Mercado	33
3.4	Estudos sobre o Mercado do Milho no Brasil	37
4	MATERIAL E MÉTODOS	41
4.1	Material	41
4.2	Métodos	42
4.2.1	Raiz unitária	42
4.2.2	Modelo Autorregressivo Vetorial	44
4.2.3	Causalidade de Granger	45
4.2.4	Cointegração e Mecanismo de Correção do Erro	46
4.2.5	Modelo Vetorial de Correção do Erro com <i>Threshold</i>	48
5	RESULTADOS E DISCUSSÕES	51
5.1	Análise Preliminar de Preços	51
5.2	Teste de Raiz Unitária	53
5.3	Teste de Causalidade de Granger	56
5.4	Teste de Cointegração	57

5.5 Modelo Autorregressivo Vetorial de Correção de Erros	59
5.6 Modelo Autorregressivo Vetorial de Correção de Erros com <i>Threshold</i>	64
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	70
REFERÊNCIAS	72
APÊNDICE A	78

1 INTRODUÇÃO

O milho é a segunda cultura mais importante na agricultura brasileira, atrás apenas da soja. A produção desse grão esteve em crescente ascensão nas últimas décadas. Tal produção se concentra principalmente nas regiões Sul, Sudeste e Centro Oeste.

Sua produção está distribuída principalmente nos estados Mato Grosso, Paraná, Mato Grosso do Sul, Goiás, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo. Conforme o quinto levantamento no mês de fevereiro feito pela Conab (2017a), esses estados representam 87,11% da produção nacional na safra 2015/16.

A produção no Brasil tem uma perspectiva de crescimento para os próximos anos. De acordo com BRASIL (2016) em estudo sobre projeções do agronegócio no Brasil a produção é projetada em 94,7 milhões de toneladas de milho até 2025/26.

A produção do milho deve aumentar graças às condições climáticas favoráveis, tecnologia aplicada, características edafoclimáticas, que permitem a utilização para plantio de mais de uma cultura por ano, na mesma área. Possibilitado o binômio soja/milho com uso máximo de máquinas e implementos agrícolas (CONAB, 2015).

Internacionalmente, a demanda mundial de milho deve aumentar. Os principais consumidores são os EUA, China, União Europeia, Brasil, México e a Rússia que teve sua demanda dobrada devido a um forte uso de ração animal à base de milho. Os preços internacionais têm uma projeção de aumento na bolsa de Chicago, o que deve estimular mais ainda a produção (CONAB, 2015).

Nacionalmente, o principal destino da produção do milho é atender as demandas dos setores avícolas e suínícolas. Tais setores são responsáveis por 45,52% do consumo total do grão. Somando ao setor da bovinocultura, a demanda por milho aumenta para 50,10% na safra 2015/16 (ABIMILHO, 2016).

Outro ponto é a utilização do milho para produção de etanol, junto às exportações com tendências de aumento, na qual o país conseguiu alguns novos mercados como Japão e Coréia do Sul em função da quebra da safra 2012/13 nos EUA (forte seca no país que prejudicou a lavoura nesse período). Houve também investimentos privados nos portos não pertencentes ao eixo Sudeste/Sul; entrada de agentes exportadores, os *tradings*; e preços altos motivados pela valorização do dólar, permitindo que preços nos portos nacionais mantivesse mais elevados (CONAB, 2015).

Dada a crescente produção do grão, de acordo com Freitas, Miranda e Garcia (2015) o país vem ganhando cada vez mais espaço no mercado internacional, passando a exportar milho para tradicionais importadores, como os Estados Unidos, que é o maior produtor e exportador do grão.

Por se constituir um dos principais produtos no país e dadas às mudanças ocorridas na cadeia produtiva no que se refere à oferta e a demanda, no qual impacta de modo significativo no comportamento dos preços, estudos de integração espacial do milho são bem relevantes.

O estudo de integração em diferentes mercados é amplamente aplicado ao contexto agrícola, a qual analisa a informação contida nos preços de determinada *commodities* que é transmitida de uma região a outra (ALVES; LIMA, 2010).

Confirmado por Sousa, Braga e Cunha (2010) o estudo sobre integração é importante na qual busquem as interdependências dos preços de diferentes mercados de dada mercadoria. Vários métodos econométricos são usados para analisar a integração de mercados separados.

As principais são técnicas de cointegração, pois conforme Mattos, Lima e Lirio (2009), a cointegração fornece um tratamento adequado às séries não-estacionárias e passou a ser a principal e, muitas vezes, a única ferramenta empregada nas análises de integração de mercados.

É importante observar que a existência de custos de transação prejudica a comercialização, logo, as possibilidades de arbitragem, o que dificulta a integração entre mercados. Segundo Mattos et al. (2010) tais custos geram faixas nas quais os ajustamentos de preços ocorrem com diferentes intensidades, a depender da magnitude desses custos, essas faixas são denominadas regimes, que são delimitados por limiares ou *thresholds*.

1.1 Objetivos

1.1.1 Geral

O objetivo geral desse estudo é analisar a integração de preços no mercado brasileiro de milho, considerando a presença de custos de transação, no período de janeiro de 2009 a dezembro de 2016.

1.1.2 Específicos

- a) Caracterizar o mercado nacional do milho;
- b) Examinar a existência de equilíbrio de longo prazo entre os pares de preços das principais regiões produtoras de milho e
- c) Determinar o parâmetro *threshold* que representa o custo de transação entre as principais regiões produtoras de milho.

1.2 Problema de Pesquisa

A pergunta de pesquisa é: Qual o grau de integração espacial do mercado do milho entre as principais regiões produtoras, considerando a existência de custo de transação?

1.3 Estrutura da Pesquisa

A estrutura da pesquisa está dividida em seis capítulos. O primeiro é esta introdução com uma breve explanação sobre as perspectivas do mercado do milho e o tema de integração de mercado, juntamente com o problema de pesquisa e objetivos propostos. O capítulo dois faz uma caracterização do mercado nacional do milho. O terceiro refere-se à revisão de literatura que explica os conceitos de integração de mercado, Lei do Preço Único, arbitragem e custo de transação. O quarto capítulo trata dos procedimentos metodológicos de Dickey-Fuller Aumentado, teste de causalidade de Granger, teste de cointegração de Johansen, modelo VEC linear e modelo TVEC com dois regimes. No quinto é apresentado os resultados obtidos. Por fim, no sexto capítulo são apresentadas as considerações finais.

2 CARACTERIZAÇÃO DO MERCADO DO MILHO

O Brasil é o terceiro maior produtor mundial de milho, ficando atrás apenas de EUA e China, que são o primeiro e segundo maiores produtores mundiais respectivamente. Nacionalmente, o milho se consolida como a segunda cultura mais importante para agricultura brasileira, representando 41,43% de toda a produção de grãos do país na safra 2013/14, com 80 milhões de toneladas produzidas (IMEA, 2015).

O milho é cultivado em todo País, principalmente nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul. A produção de milho no Brasil tem-se caracterizada pela divisão da produção em duas épocas de plantio.

De acordo com Embrapa (2010) os plantios de verão, ou primeira safra, são realizados na época tradicional, durante o período chuvoso, que varia entre fins do mês de agosto, na região Sul, até os meses de outubro/novembro, no Sudeste e Centro Oeste. A Figura 1 apresenta o mapa da produção do milho na primeira safra.

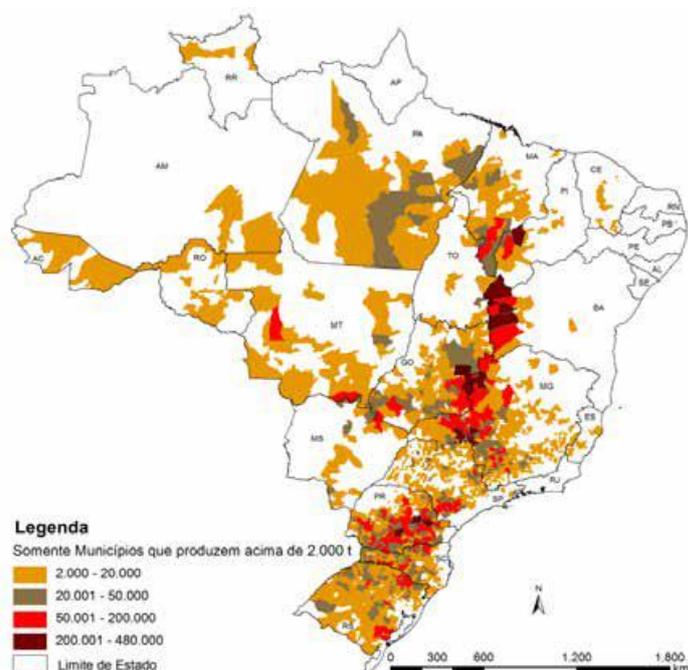


Figura 1 - Produção brasileira de milho 1º safra – 2015/16.
Fonte: Conab (2017a).

A segunda safra se refere ao milho de sequeiro, plantado extemporaneamente, em fevereiro ou março, quase sempre depois da soja precoce, predominante na região Centro-

Oeste e nos estados do Paraná e São Paulo (EMBRAPA, 2010). A Figura 2 apresenta o mapa da produção do milho na segunda safra no Brasil.

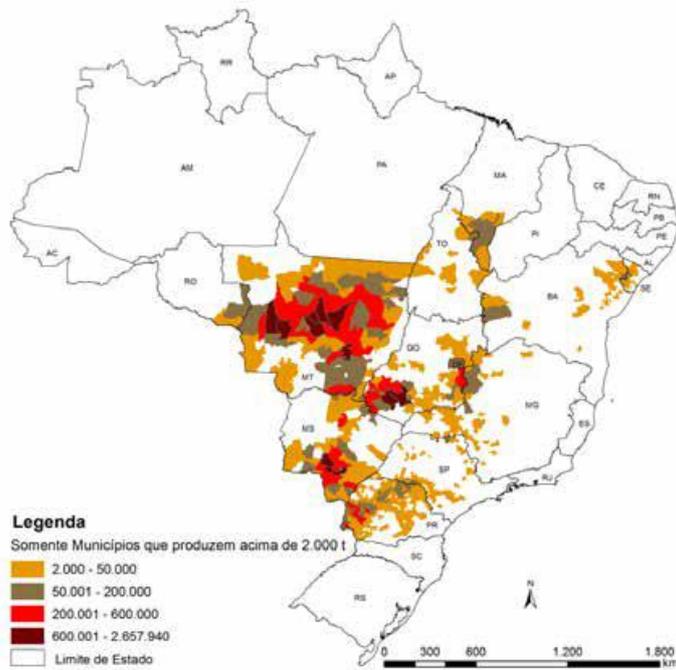


Figura 2 - Produção brasileira de milho 2º safra - 2015/16
Fonte: Conab (2017a).

O principal destino do milho é para atividades de criação de aves e suínos. Para consumo humano, o milho precisa antes ser transformado. O processo de moagem seca ou úmida resulta subprodutos com a farinha de milho, o fubá, a quirera, farelos, óleo e farinha integral desengordurado. O Quadro 1 sintetiza os principais destinos no uso do milho.

Destinação	Forma/Produto Final
Uso Animal Direto	Silagem; Rolão; Grãos (inteiro/desintegrado) para aves, suínos e bovinos.
Uso Humano Direto de Preparo Caseiro	Espiga assada ou cozida; Pamonha; Curau; Pipoca; Pães; Bolos; Broas; Cuscuz; Polenta; Angus; Sopas; Farofa.
Indústria de Rações	Rações para aves (corte e postura); outras aves; Suínos; Bovinos (corte e leite); Outros mamíferos.
Indústria de Alimentos Produtos Finais	Amidos; Fubás; Farinhas comuns; Farinhas pré-cozidas; Flocadas; Canjicas; Óleo; Creme; Pipocas; Glicose; Dextrose.
Intermediários	Canjicas; Sêmola; Semolina; Moído; Granulado; Farelo de germe.
Xarope de Glucose	Balas duras; Balas mastigáveis; Goma de mascar; Doces em pasta; salsichas; salames; Mortadelas; Hambúrgueres; Outras carnes processadas; Frutas cristalizadas; Compotas; Biscoitos; Xaropes; Sorvetes; Para polimento de arroz.
Xarope de Glucose com alto teor de maltose	Cervejas
Corantes Caramelo	Refrigerantes; Cervejas; Bebidas alcoólicas; Molhos
Maltodextrinas	Aromas e essências; Sopas desidratadas; Pós para sorvetes; Complexos vitamínicos; Produtos achocolatados.
Amidos Alimentícios	Biscoitos; Melhoradores de farinhas; Pães; Pós para pudins; fermento em pó; Macarrão; Produtos farmacêuticos; Balas de goma
Amidos Industriais	Para papel; Papelão ondulado; Adesivos; Fitas Gomadas; Briquetes de carvão; Engomagens de tecidos; Beneficiamento de minérios.
Dextrinas	Adesivos; Tubos e tubetes; Barricas de fibra; lixas; Abrasivos; Sacos de papel; multifolhados; Estampagem de tecidos; Cartonagem; Beneficiamento de minérios.
Pré-Gelatinizados	Fundição de peças de metal.
Adesivos	Rotulagem de garrafas e de latas; Sacos; Tubos e tubetes; Fechamento de caixas de papelão; Colagem de papel; madeira e tecidos.
Ingredientes Protéicos	Rações para bovinos; suínos; aves e cães.

Quadro 1 - Os múltiplos usos do milho (planta, espiga e grão) no Brasil.

Fonte: Panciano, Souza e Rezende (2003).

Do total de milho demandado no Brasil em 2016, aproximadamente 30% foi exportado, o restante foi consumido internamente, sendo 54% destinado a consumo animal (gado, frango, suíno e outras criações), ou seja, o principal destino do grão é para uso animal (ABIMILHO, 2016).

A cadeia agroindustrial do milho pode ser dividida em três segmentos. O primeiro se destaca pelo uso de defensivos, fertilizantes, sementes e máquinas entre outras indústrias. No segundo segmento, já nas fazendas, basicamente é a produção de milho e no terceiro segmento é armazenagem e comercialização do grão no mercado interno como no mercado externo, com destino as indústrias de etanol, de rações e indústria alimentícia. A Figura 3 apresenta a cadeia produtiva do milho detalhadamente.

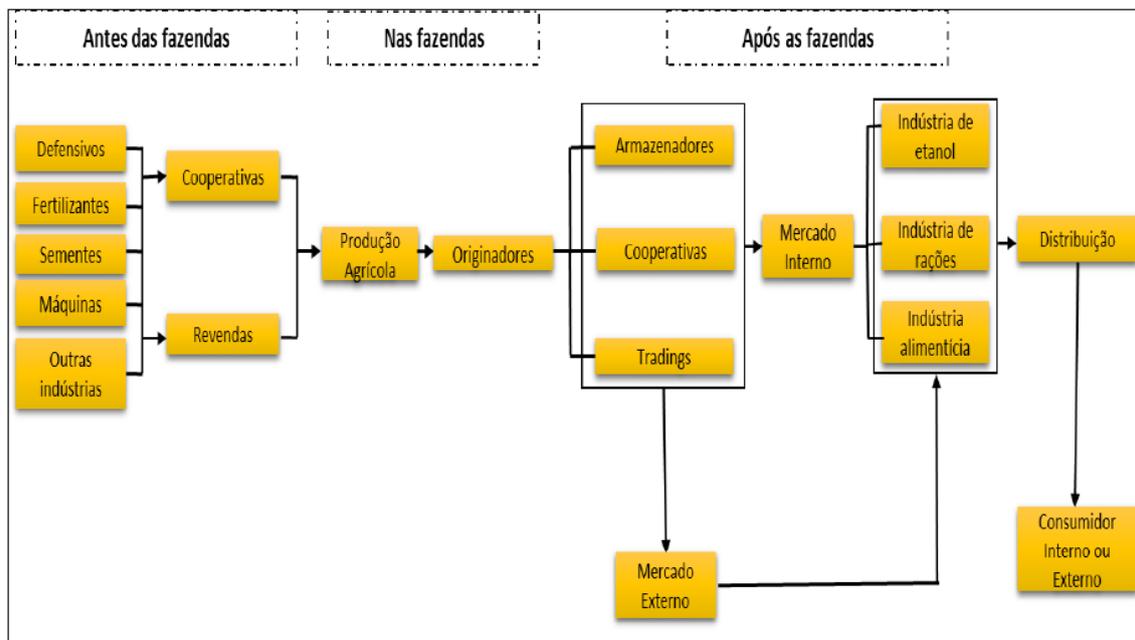


Figura 3 - Fluxograma da cadeia agroindustrial do milho.
Fonte: IMEA (2015).

Segundo dados da Conab (2017b), na safra de 2015/16 a produção de milho no Brasil foi de 66,5 milhões de toneladas e a estimativa de produção para a safra 2016/17 é de 87,4 milhões de toneladas. Esse aumento resulta das melhores condições climáticas aliadas as maiores produtividades, onde a produção na primeira safra teve aumento na variação percentual de 11,5% e na segunda safra a variação percentual foi de 44% em relação ao exercício anterior.

Analisando a evolução das safras a partir da 2005/06 até 2014/15, o volume de milho produzido no Brasil (primeira e segunda safras) expandiu-se 42,1 milhões de toneladas, conforme Tabela 1.

Segundo Caldarelli e Bacchi (2012) os fatores que têm levado o aumento da produção do milho são microeconômicos, como a maior rentabilidade, expressa por um aumento no preço recebido pelo produtor, associados a fatores macroeconômicos, como a desregulamentação da economia e a eliminação de tarifas sobre produtos importados.

Na Tabela 1 constata-se o aumento da produção, área plantada e produtividade nesses últimos dez anos. Os fatores de aumento são resultado da maior competição com o milho importado, levando a produtores brasileiros buscarem meios de aumentar continuamente a sua produtividade, somado aos fatores vindos dos incentivos à soja, dos efeitos de escala decorrentes da maior produção e da disseminação da cultura pelo Brasil (CALDARELLI; BACCHI, 2012).

Tabela 1 - Evolução da produção, área plantada e produtividade brasileira de milho, 2005/06 a 2015/16.

SAFRAS	Produção (em mil toneladas)	Área Plantada (em mil hectares)	Produtividade (em kg/ha)
2005/06	42.514,90	12.963,90	3.279
2006/07	51.369,90	14.054,90	3.655
2007/08	58.652,30	14.765,70	3.972
2008/09	51.003,80	14.171,80	3.599
2009/10	56.018,10	12.993,90	4.311
2010/11	57.406,90	13.806,10	4.158
2011/12	72.979,50	15.178,10	4.808
2012/13	81.505,70	15.829,30	5.149
2013/14	80.051,70	15.828,90	5.057
2014/15	84.672,40	15.692,90	5.396
2015/16	66.530,60	15.922,50	4.178

Fonte: Conab (2017b).

Analisando a produção por estados, a Figura 4 mostra que Mato Grosso, Paraná, Goiás, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo são os maiores produtores, representando 87,11% da produção nacional na safra 2015/16 (CONAB, 2017b).

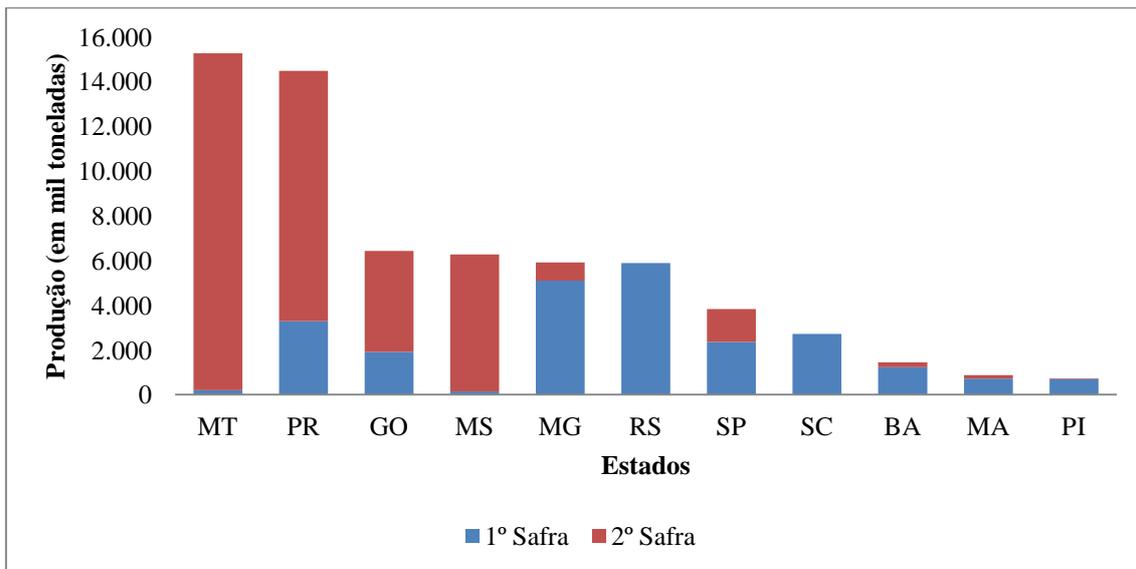


Figura 4 - Gráfico do nível de produção do milho (em grão) por Estados da Federação na safra de 2015/16.

Fonte: Conab (2017b).

Os estados de Mato Grosso, Paraná, Goiás e Mato Grosso do Sul possuem a maior parte de suas produções na segunda safra, enquanto Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo concentra sua produção na primeira safra.

Os estados com maiores níveis de produção MT, PR, MS, GO e MG são as regiões de oferta de milho, onde boa parte do que é produzido é destinada a atender as principais regiões consumidoras de SP, SC e RS, já a outra parte é destinada a exportação (OLIVEIRA; LOPES, 2015). O Quadro 2 sintetiza as principais rotas do milho no mercado interno.

Origem	Destino
Mato Grosso	Chapecó - SC Passo Fundo - RS Alto Araguaia - MT Interior de São Paulo - SP Uberlândia - MG Paranaguá - PR Santarém - AM Santos - SP Vitória - ES
Paraná	Chapecó - SC Passo Fundo - RS Maringá - PR Interior de São Paulo - SP Paranaguá - PR
Goiás	Uberlândia - MG Interior de São Paulo - SP Paranaguá - PR Santos - SP Vitória - ES
Mato Grosso do Sul	Chapecó - SC Passo Fundo - RS Maringá - PR Interior de São Paulo - SP Paranaguá - PR Santos - SP São Francisco - SC
Minas Gerais	Interior de São Paulo - SP Santos - SP Vitória - ES

Quadro 2 - Principais rotas do milho no mercado interno e exportação.

Fonte: Oliveira e Lopes (2015).

A produção de milho se encontra praticamente em todos os estados brasileiros, porém com níveis diferentes de produção e produtividade. A Figura 5 mostra os diferentes níveis de produtividade em cada região do Brasil. Percebe-se que as produtividades das

regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste são maiores que das regiões Nordeste e Norte, superando inclusive a média de produtividade brasileira.

Segundo Otto, Neves e Pinto (2012) as diferenças nos níveis de produtividade é explicado por condições de tecnologia bem distintos em cada região. Onde as regiões do Norte e Nordeste, com exceção de Bahia, Piauí e Maranhão, os produtores trabalham com tecnologia relativamente baixa, pois sua produção é voltada ao consumo familiar. Enquanto regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste utilizam níveis de tecnologia mais avançados, pois se constituem os estados mais importantes na oferta nacional do grão, com isso se traduz em maiores produtividades.

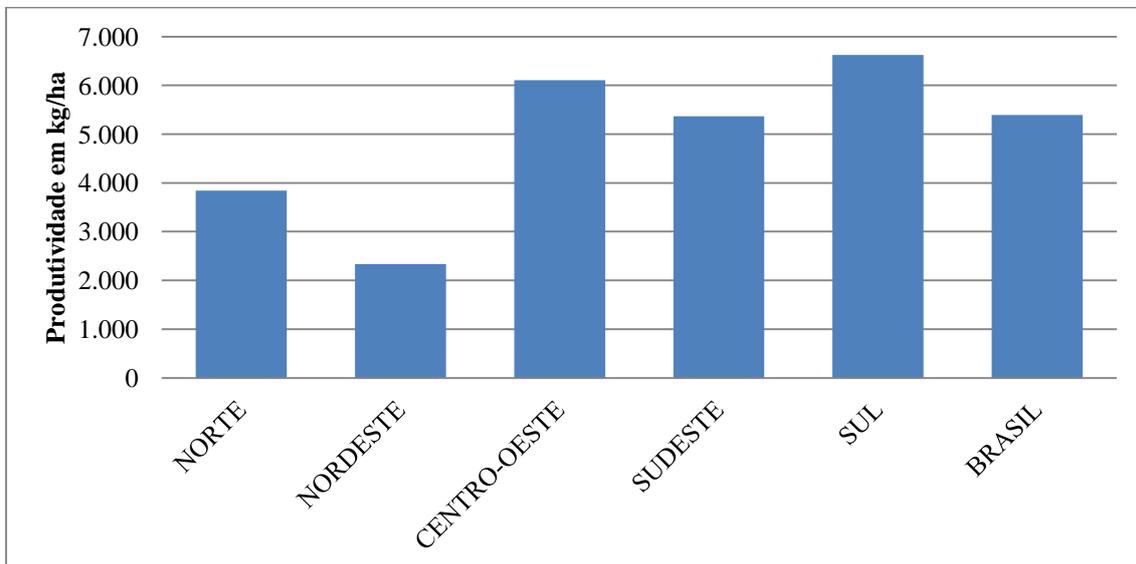


Figura 5- Nível de produtividade por região do Brasil na safra 2014/15.
Fonte: Conab (2017b).

A Tabela 2 mostra as condições de suprimento do mercado de milho no Brasil. Verifica-se que a produção brasileira de 2011/12 a 2016/17 teve uma taxa de crescimento geométrica anual de 3,67%. O consumo de milho cresceu anualmente 1,36%. A importação diminuiu 8,36% e à exportação se eleva em 1,46% ao ano.

Tabela 2 - Balanço de oferta e demanda de milho no Brasil.

Safra	2011/12	2012/13	2013/14	2014/15	2015/16	2016/17
Estoque	5.419	4.434	6.563	11.835	10.401	7.788
Produção	72.980	81.506	80.052	84.672	66.570	87.408
Importação	774	911	791	350	3.100	500
Suprimento	79.173	86.851	87.405	96.858	80.072	95.696
Consumo	52.425	54.114	54.645	56.145	53.387	56.100
Exportação	22.314	26.174	20.925	30.172	18.895	24.000

Fonte: Conab (2017c).

Nota: estimativa em fevereiro/2017.

Com base nos dados, o nível de produção do milho tem aumentado em decorrência da crescente demanda externa e interna de setores como a indústria de ração animal. Isso tem estimulado os produtores a aumentarem a oferta do grão, diminuindo a necessidade de importação e aumentando as exportações.

Portanto, a cadeia produtiva do milho se mostra importante na agricultura brasileira. Um mercado na qual os ganhos de produtividade são cada vez maiores, resultado de inovações tecnológicas, que conseqüentemente gera uma maior produção. Sendo assim, destacando o Brasil como terceiro maior produtor mundial de milho.

3 REVISÃO DE LITERATURA

A questão da integração do mercado está no cerne de muitos debates relativos à liberalização do mercado, política de preços e reforma estatal no desenvolvimento de mercados alimentícios de um país (BAULCH, 1997).

A análise de integração espacial estuda as relações entre os preços em diferentes mercados, ou seja, avalia a sua integração e desempenho. Essa análise pode ser feita tanto em diversas regiões de um mesmo país quanto em blocos econômicos (ROSADO, 2006).

Neste capítulo são apresentados os conceitos referentes à integração de mercados espacialmente separados, considerando os custos de transação. Mostrando de que maneira dois mercados podem ser ou não integrados e como a presença dos custos de transação podem afetar essa integração.

3.1 Integração de Mercado

O estudo de mercados separados espacialmente que se relacionam por meio do fluxo de bens, informação e preço é conhecido na literatura como integração de mercado. Segundo Meyer (2004), a integração de mercado é definida como o grau de transmissão de preço entre mercados relacionados verticalmente ou espacialmente.

Dessa maneira quanto maior o grau de integração, maior será a transmissão de preços (ALVES, 2009). Uma definição semelhante se encontra em Goodwin e Piggott (2001), segundo o qual a integração de mercado pode ser descrita como choques que são transmitidos entre os mercados espacialmente separados. Os autores explicam que a integração de mercado possibilita o descobrimento de preços e o funcionamento do mercado uma vez que desvios persistentes de integração podem implicar em risco nas possibilidades de lucros dos arbitradores.

Os choques podem ser entendidos como mudanças na estrutura da demanda e oferta de um mercado que afeta os preços. Conforme Fackler e Goodwin (2001) a integração de mercado pode ser medida por uma razão de preços entre duas regiões, onde um choque de demanda ou oferta de uma região é transmitido à outra região.

$$R_{i,j} = \frac{\partial P_j / \partial \varepsilon_i}{\partial P_i / \partial \varepsilon_i} = \frac{\partial P_j}{\partial P_i} \quad (1)$$

O choque na região i é representado por ε_i , a variação infinitesimal do choque econômico que afeta o preço do bem na região j é $\partial P_j / \partial \varepsilon_i$, já a variação infinitesimal do choque que altera o preço na região i é $\partial P_i / \partial \varepsilon_i$. De modo que $R_{i,j}$ é a razão de transmissão de preço da região i para a região j .

A perfeita integração do mercado pode ocorrer se a relação de transmissão de preços esperado é igual a 1. Note que a relação pode não ser simétrica (i.e., $R_{i,j} \neq R_{j,i}$), de modo que é possível para uma região ser mais integrada com outra região do que é o outro com ele (FACKLER; GOODWIN, 2001).

Uma definição de integração de mercado mais ampla é dada por González-Rivera e Helfand (2001) que abrangem duas dimensões sobre integração, a saber: comércio e informação. Ocorre integração de mercado se o conjunto de localidades compartilha ou negocia o mesmo produto e as mesmas informações de longo prazo. A segunda condição em uma abordagem de cointegração equivale a uma existência de um fator de integração comum a todas as séries de preços, ou seja, uma movimentação conjunta dos preços.

Dessa forma, integração de mercado não se limita somente a existência de fluxo de bens entre duas ou mais regiões. Para Li e Barret (1999) uma boa definição de integração de mercado é quando a influência de um mercado sobre outro ocorre através da transferência Walrasiano de excesso de demanda. Ou seja, quando dois mercados são integrados, a oferta e demanda de um mercado afetam o preço e/ou volume de transação em outro.

Além disso, a integração de mercado pode ser entendida sobre três aspectos: extensão, padrão e grau. Conforme Gonzalez-Rivera e Helfand (2001), o entendimento sobre cada aspecto é o seguinte:

- *A extensão do mercado*: em geral os mercados são integrados quando são relacionados por um fluxo de bens e informações através do espaço, tempo e forma. Um mercado com n localidades geográficas distintas é considerado integrado se duas condições são satisfeitas. A primeira é que deve existir um fluxo físico de bens entre as n localidades seja direta ou indiretamente. A segunda é que as n localidades deve ter um correspondente vetor de preços $\{P_{1t}, P_{2t}, \dots, P_{nt}\}$ que pode ser decomposto em $P_{it} = a_i f_t + \tilde{P}_{it}$, $i = 1, \dots, n$, e

$a_i \neq 0$, onde f_t é o fator integrador que caracteriza o componente permanente (longo prazo) do preço, e \tilde{P}_{it} é o componente transitório (curto prazo) para cada localidade.

- *Padrão de interdependência*: refere-se ao conjunto de relações entre as diferentes localidades de mercado, revelada através de uma análise de um modelo vetorial de correção de erros. Segundo Pereira (2005) consiste em determinar como a informação contida nos preços é transmitida entre as regiões e identificar as localidades que mais contribuem para as variações de preços.
- *Grau de integração*: define-se como o tempo de reação para que a relação de equilíbrio de longo prazo consiga absorver um choque em todo sistema.

Com relação a este último ponto, Pereira (2005) e Gonzalez-Rivera e Helfand (2001) elencam os determinantes do grau de integração espacial de mercados agropecuários. Esses determinantes, de maneira geral, afetam os custos de transação, o fluxo de bens e as informações entre as localidades. Segundo os autores esses custos de transação são influenciados pelo capital físico, capital humano, oferta, demanda e comercialização, políticas governamentais, dentre outros fatores.

3.2 Arbitragem Espacial e Lei do Preço Único

A ocorrência ou existência de integração entre mercados é garantida principalmente pelos mecanismos de troca espacial e arbitragem (GOODWIN E PIGGOTT, 2001). O conceito de arbitragem é o ato de comprar uma mercadoria em um local, tempo ou forma em que ela é mais barata e vendê-la onde ela for mais cara, após compensados os custos de transação (PEREIRA, 2005). De maneira que as ações dos arbitradores espaciais assegurarão que os preços de um bem homogêneo, em quaisquer duas localidades, diferirão, no máximo, ao custo de transportar a mercadoria de uma região com menor preço para outra de maior preço (ROSADO, 2006).

De acordo com Fackler e Goodwin (2001), arbitragem espacial pode ser expressa na relação:

$$P_i - P_j \leq T_{j,i} \quad (2)$$

Onde P_i representa o preço da *commodity* na região i , P_j representa o preço da *commodity* na região j e $T_{j,i}$ representa os o custo para mover a *commodity* da região j para a região i .

Segundo Pereira (2005) a expressão (2) é denominada condição de arbitragem espacial e constitui-se um conceito de equilíbrio. Assim, conforme Campenhout (2007) os mercados são ditos integrados se eles estão ligados por um processo de arbitragem.

Deve-se ressaltar que não há na literatura, uma terminologia uniforme para o termo $T_{j,i}$ que aparece na expressão (2). Normalmente, são três os termos utilizados: custos de transportes, custos de transferências e custos de transação (MATTOS, 2008). Neste trabalho será comum se referir a custos de transação¹.

Intimamente relacionada ao conceito da arbitragem espacial está a Lei do Preço Único (MATTOS, 2008). Esta lei baseia-se no fato de que, ao se abstraírem os custos de transação, mercados regionais que são ligados pelo comércio e pela arbitragem terão um preço comum e único para o produto homogêneo considerado (FACKLER; GOODWIN, 2001).

De acordo com Federico (2007), a LPU é um padrão difícil de verificar, pois a maioria das aplicações práticas impõe uma condição menos exigente. Além da condição vista na expressão (2), em mercados integrados a lei do preço único deve também ser válida para k mercados:

$$|P_i - P_k| \leq T_{ik} \quad (3)$$

$$|P_j - P_k| \leq T_{jk} \quad (4)$$

De maneira que o diferencial de preços deve satisfazer a condição $|P_i - P_j| \leq |T_{ik} - T_{jk}|$ e o número de condições para correspondentes aumentos de testes é de $n^*(n - 1)$ para $n^2*(n - 1)/2$.

Segundo Fackler e Goodwin (2001) há três versões para LPU: i) versão fraca - é quando se verifica a condição de arbitragem espacial; ii) versão forte - considera um fluxo

¹ A terminologia mais adotada é a de custos de transação tanto em estudos teóricos quanto nos de natureza aplicada (MATTOS, 2008).

contínuo de comércio e garantia de arbitragem; iii) versão agregada - enunciada em termos de índices de preços, sendo conhecida como Paridade do Poder de Compra (PPC).

Com relação à última versão, considera-se que produtos homogêneos em diferentes mercados, expressos na mesma moeda e na inexistência de custos de transação, a LPU afirma que os preços entre estes mercados se igualam via funcionamento do mercado. Por exemplo, se no mercado A o preço de um determinado bem for menor que no mercado B, os consumidores de B direcionarão sua demanda ao mercado A, de modo que a elevação da demanda no mercado A tenderia a elevar o preço em A e a diminuição da demanda em B tenderia a reduzir o preço em B, até que os dois preços se iguallassem (GREMAUND, 2009).

Fica claro que os preços serão espacialmente integrados se regiões com escassez e excesso de uma mercadoria tenha um comércio entre si e busquem lucro resultado de arbitragem. Isso implica que os comerciantes que procuram lucros vão enviar uma mercadoria de uma região exportadora de preço baixo para uma região importadora de preço elevado, se a diferença de preço excede os custos de transporte e custos marginais (VERCAMMEN, 2011).

Dessa forma, conforme Vercammen (2011) a principal característica do resultado da LPU é: a) para qualquer par de regiões comerciais a diferença de preço de importação e o de exportação é igual ao custo de transação; b) para qualquer par de exportadores que vendem para o mesmo importador, a diferença absoluta no par de preços de exportação é igual à diferença absoluta no custo unitário de transação; c) A diferença de preço absoluta entre qualquer par de países que não estão negociando com o outro não excederá o custo de transação unitário entre aquele par de países.

3.3 Custos de Transação e Integração de Mercado

Custos de transação são os custos de negociar, redigir e garantir o cumprimento de um contrato, e a unidade básica de análise quando se trata de custos de transação seria o contrato (FIANI, 2002).

A ideia de custos de transação surgiu com artigo “*The nature of the firm*” de Ronald Coase (1937). Segundo ele, custos de transação é o custo de utilizar o mecanismo de preços; são os custos de organizar a produção através do sistema de preço; é o custo de negociação e celebração de um contrato de separação para cada transação, assim a empresa surge com o intuito de reduzir esse custo, apesar de não eliminá-lo.

Antes da realização de uma transação se faz necessário descobrir quem é a outra parte com a qual essa pessoa deseja negociar, informar às pessoas sobre sua disposição para negociar, bem como, as condições sob as quais deseja fazê-lo, conduzir as negociações em direção à barganha, formular o contrato, empreender meios de inspeção para assegurar que os termos do contrato estão sendo cumpridos, e assim por diante. Tais operações são extremamente custosas o suficiente para evitar a ocorrência de transações (COASE, 1960).

O trabalho de Ronald Coase (1937) inspirou os avanços que dão sustentação à “Nova Economia Institucional”, que é uma perspectiva econômica que busca ampliar a economia focando normas sociais e legais, e regras que embasam a atividade econômica. A economia dos custos de transação faz parte desse arcabouço teórico (MACHADO; WANDER; SILVA, 2010).

Segundo Ménard e Shirley (2005) a economia de custo de transação está preocupada com a alocação da atividade econômica através de modos alternativos de organização (mercados, empresas, agências, etc.), emprega análise estrutural discreta e descreve a empresa como uma estrutura de governança. Além disso, se preocupa com troca de mercado complexo onde há um pequeno número de partes em cada lado da transação.

As principais dimensões em que a economia de custo de transação se baseia para descrever as transações são: a frequência com que elas acontecem, o grau e tipo de incerteza a que estão sujeitas e a condição de especificidade de ativos (WILLIAMSON, 1996).

Especificidade dos ativos refere-se a um investimento especializado que não pode ser reafetado a usos alternativos ou por usuários alternativos, exceto em perda de valor produtivo. A especificidade de ativos pode assumir várias formas, das quais os recursos humanos, físicos, locais e dedicados são os mais comuns. Ativos específicos dão origem à dependência bilateral², o que complica as relações contratuais. Consequentemente, tais investimentos nunca seriam feitos a não ser para contribuir para reduções prospectivas nos custos de produção ou adições à receita (WILLIAMSON, 1996).

Frequência possui a característica que está associada ao número de vezes que dois agentes realizam determinadas transações, que podem ocorrer uma única vez, ou se repetir dentro de uma periodicidade conhecida (ZYLBERSZTAJN; NEVES, 2000).

Incerteza é quando a impossibilidade de previsão de choques que possam alterar as características dos resultados da transação não permite que os agentes que dela participam

² Uma relação de dependência contínua obida entre um comprador e um fornecedor quando um ou ambos fizeram investimentos especializados duráveis em apoio ao outro.

desenhem cláusulas contratuais que associem a distribuição dos resultados aos impactos externos, uma vez que estes não são conhecidos *ex ante* (ZYLBERSZTAJN; NEVES, 2000).

Além disso, conforme Williamson (1996) os agente apresentam comportamentos oportunistas e racionalidade limitada. Racionalidade limitada se refere a um comportamento que é intencionalmente racional, mas apenas de forma limitada. É uma condição de competência cognitiva limitada para receber, armazenar, recuperar e processar informações. Todos os contratos complexos são inevitavelmente incompletos por causa dos limites da racionalidade.

Oportunismo é o autointeresse buscando com astúcia, para incluir esforços calculados para enganar, ofuscar, e de outra forma confundir. O oportunismo deve ser distinguido da simples busca de interesse próprio, de acordo com a qual os indivíduos jogam um jogo com regras fixas que obedeçam de forma confiável.

Diante disso, a definição de custos de transação segundo Williamson (1996) são os custos de funcionamento do sistema econômico. Os custos podem ser *ex ante* e *ex post*; os custos *ex ante* são os de elaboração, negociação e salvaguarda de um acordo; e os custos *ex post* são os de ajustamentos e adaptação que surgem quando a execução do contrato é desalinhada devido a lacunas, erros, omissões e perturbações imprevistas.

A existência dos custos de transação, de acordo com Alves (2014) dificulta a integração de mercado, pois estes afetam o fluxo de bens e informações entre as regiões, podendo assim retardar o processo de desenvolvimento.

Custos de transação aumentam às possibilidades dos mercados serem segmentados, tornando maiores às chances da região possuir suas próprias ofertas e demandas locais, por isso, mesmo sendo duas regiões integradas, o fato de ser caro transferir bens e informações implica que ajustamentos aos choques de oferta e demanda levará mais tempo, dessa maneira, quanto menor os custos de transação, maior a integração dos mercados (MATTOS, 2008).

Do mesmo modo, sabe-se que arbitragem ocorre quando o diferencial de preços entre dois mercados separados espacialmente são maiores que os custos de transação. Dessa forma, quanto maiores for os custos de transação menor a possibilidade de arbitragem e consequentemente menor o grau de integração entre mercados.

Quando existem assimetrias de ajuste, fraca transmissão espacial de preços e desvios na LPU, esse fato está relacionado a altos custos de transação. De modo que as condições de

arbitragem espacial devem ser modificadas para levar em conta esses custos (BALCOMBE; BAILEY; BROOKS, 2007).

Exemplificando as condições de arbitragem espacial na presença de custos de transação, consideram-se dois mercados separados espacialmente, A e B, que comercializam um bem homogêneo. O custo de transação no tempo t entre os mercados A e B é K_t^{AB} , e os preços correntes podem ser expressos por P_t^A e P_t^B . Considera-se também ganhos com arbitragem. Ocorre transação do mercado A para o B, se a relação $P_t^A + K_t^{AB} \leq P_t^B$ é mantida. Não há arbitragem quando $P_t^A + K_t^{AB} > P_t^B$ no entanto, somente quando $P_t^A + K_t^{AB} \geq P_t^B$ pode-se dizer que estes dois mercados estão integrados desde que $P_t^A + K_t^{AB} < P_t^B$ no longo prazo, dado ausência de comércio ou se há falha de mercado devido um abundância de mercadorias (BALCOMBE; BAILEY; BROOKS, 2007).

É importante observar que em estudos sobre integração de mercado, deve-se considerar a presença de custo de transação entre os mercados, pois a presença de custos de transação, que em geral são não observáveis em pesquisa empírica, pode direcionar a uma existência de uma banda neutra, na qual preços não são ligados um a outro. Dessa forma, atividades de arbitragem de equalização de preços são acionadas somente quando os choques de demanda ou oferta resultam em diferenças de preço na qual excede a banda neutra (GOODWIN; PIGGOTT, 2001).

De acordo com Rosado (2006), custos de transação podem ser excessivamente altos devido a uma variedade de razões, como resultado da ineficiência na execução dos contratos, de proteção policial insuficiente, corrupção, impostos excessivamente altos e infraestrutura de transporte e de comunicações inadequada.

Dado que os custos de transação restringem a transmissão de preços, o ganho com arbitragem em uma negociação ocorre quando ela supera os custos de transação. De modo contrário não vai acontecer transmissão de preço dado um choque. O que significa que os preços não se relacionam. Assim, na presença de custo de transação o processo de ajustamento de preço é descontínuo (MATTOS; LIMA; LIRIO, 2009). Dessa maneira, segundo Sephton (2003), mercados integrados espacialmente podem seguir uma relação não linear que depende de custos de transação.

Para verificar a integração de mercados separados espacialmente são empregados vários métodos, desde modelos bem simples que calculam a correlação entre preço a modelos bem mais sofisticados que incluem custos de transação (ALVES; LIMA, 2010).

Muitos estudos sobre integração de mercados não inclui os custos de transação em suas análises, e uma das principais dificuldades é a obtenção de dados de custos de transação. Com isso surgiram diversas metodologias novas com o intuito de incluir os custos de transação através de uma estimação de um *threshold*.

De acordo com Caixeta (2016), os *thresholds* estimados são semelhantes aos custos de transação e mostram que os choques maiores se comportam diferente dos menores. Sendo que, quando há choques menores do que o *threshold*, o processo de ajustamento pode não acontecer, devido à diferença de preços entre os mercados não exceder os custos de transação.

Alguns estudos apontam a necessidade de inclusão de *threshold* para representar o custo de transação são encontrados em Goodwin e Piggott (2001); Sephton (2003); Meyer (2004); Cunha, Scalco e Wander (2013).

3.4 Estudos sobre o Mercado do Milho no Brasil

Chiodi (2006) analisou as relações de preços no mercado interno de milho de 1996 a 2004. Os métodos propostos foram o teste de raiz unitária, de cointegração de Johansen e de uma análise no vetor de cointegração através da imposição de restrições sobre os parâmetros de curto e longo prazo. A metodologia foi aplicada aos estados da Bahia, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, responsáveis por 90% da produção nacional do milho. Utilizando dados de preços médios dos estados, os resultados obtidos apontaram que os preços do milho apresentam relações expressivas, principalmente nos estados do Centro-Oeste e entre Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

Além disso, Chiodi (2006) mostra que cada estado tem sua importância na formação de preço interno, com destaque para São Paulo e Minas Gerais que apresenta perfeita integração com os demais estados, comprovando a influência destes na formação de preços nacional. O estado da Bahia possui mais independência em relação aos demais estados. Já os mercados da região Centro-Oeste estão perfeitamente integrados com os estados de São Paulo, Minas Gerais e Paraná.

Em estudo feito por Sousa, Braga e Cunha (2010) para os estados da região Sul do Brasil, foi testado se a lei do preço único prevaleceu nesses mercados entre 2002 e 2009. Os autores utilizaram métodos para identificar raiz unitária, cointegração de Johansen, estimação

da função impulso resposta, decomposição da variância dos erros de previsão e estimação do modelo vetorial de correção de erros. Os resultados mostram que o mercado de referência é o estado do Paraná, pois seu preço exerceu grande poder de explicação na decomposição da variância dos erros nos preços do Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Além do mais é identificada uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços do milho, com exceção do par de preços de Paraná e Santa Catarina. Mas esse equilíbrio é atingido depois de uma longa defasagem temporal, de modo que os autores concluíram que a lei do preço único não foi totalmente verificada no mercado de milho no sul do Brasil.

Alves et al (2012) analisaram o risco e a causalidade no mercado do milho no Brasil, no período de 2004 a 2011, correspondente a maior dinâmica desta cadeia. Foram utilizadas séries temporais diárias para o primeiro vencimento da CME/CBOT, da BM&FBovespa, para o preço FOB portos argentinos no primeiro mês de embarque e preços do mercado físico em Campinas/SP, Paranaguá/PR, Rio Verde/GO, Triângulo Mineiro/MG, Cascavel/PR e Sorriso/MT.

Nesse estudo, a análise consistiu no cálculo da base e risco de base. A base sendo a diferença de preços de uma região e uma referência, no caso Campinas – SP. O risco de base é os desvios padrões da base de cada região. Posteriormente, foram estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) as equações que compõem o teste de causalidade no sentido Granger entre os preços de cada região. Através dos coeficientes das variáveis explicativas foi possível obter as elasticidades de transmissão de preços. Os autores também aplicaram a metodologia de Dickey e Fuller (1979) para verificar a presença de raiz unitária nas séries e a de Engle & Granger (1987) para testar a cointegração entre as séries.

Os resultados mostram que os preços externos causa no mercado interno, que os preços da BMF&Bovespa afetam os preços em todas as regiões analisadas e os preços das regiões base de Rio Verde e Triângulo Mineiro não causam os preços futuros na BMF&Bovespa. A elasticidade de transmissão apontou que os preços regionais captam rapidamente as variações do preço futuro, que a região de Campinas possui relação direta com as demais regiões, Sorriso tem uma relação importante com o setor externo e os preços da bolsa são influenciados de maneira rápida pelos preços regionais.

Caldarelli e Bachi (2012) pesquisaram os fatores de influência no preço do milho no Brasil. O objetivo foi compreender a dinâmica de funcionamento do mercado de milho. A metodologia utilizou o Dickey Fuller *Generalized Least Square* e os de cointegração de

Johansen. Foi estimado um modelo VEC de ajuste de preços. Os dados utilizados foram preços de soja e milho pago ao produtor, atacado e mercado externo. Além de variáveis taxa de juros, renda e quantidade demanda de milho. Os resultados mostra forte interação entre os mercados de soja e milho; renda, taxa de juros e preços externo contribuem na formação do preço doméstico do milho.

O estudo de Michelin, Silva e Ruppenthal (2012) teve como objetivo analisar a eficiência do mercado futuro do milho entre 2004 e 2010 no Brasil. O método utilizado consistiu numa análise de cointegração por meio do MQO. O resultado desse trabalho mostrou que as séries foram estacionárias de primeira ordem e que possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Um TVEC com dois regimes foi aplicado, onde 10,3% da amostra se encontra no regime 1 e 89,7% da amostra total se encontra no regime 2, indicando uma cointegração de curto e longo prazo entre os preços *spot* e futuro do milho, concluindo que os mercados são eficiente no período.

Um estudo considerando os efeitos dos custos de transação foi feito por Cunha, Scalco e Wander (2013) que analisaram o comportamento base do preço do milho em Rio Verde, GO. A hipótese utilizada é que o custo de transação e as características regionais da comercialização do milho resultassem numa alta divergência entre os preços físico de Rio Verde e o preço futuro na BM&FBovespa. Os autores utilizaram um modelo autorregressivo com *Threshold* (TAR). Seus resultados indicaram elevado parâmetro *threshold*, o que dificulta a transmissão de preços na região. Segundo os autores isso decorre da existência de uma demanda e possivelmente um forte poder de mercado das empresas compradoras de milho.

Sanches, Alves e Barros (2016) buscaram compreender o processo de formação do preço do milho no Brasil, através de uma análise de transmissão de preços, especificamente no mercado físico de Campinas. A partir de dados diários de preços do milho, utilizando a metodologia de causalidade de Granger, observou que existe uma integração maior no mercado brasileiro, de modo que os preços da região Campinas através da BM&FBovespa influenciaram de forma mais intensiva e rápida as variações em outras regiões produtoras e exportadoras. Assim, houve menor risco de base e aumento na eficiência do hedge.

Os autores identificaram que o mercado de milho no Brasil ficou mais dinâmico com aumento de produção e exportação. Além disso, houve aumento da liquidez do contrato futuro e milho na BM&FBovespa, com a presença de instituições financeiras, investidores não

residentes e de pessoas físicas no contratos. Sanches, Alves e Barros (2016) observaram que o preço de Campinas possui uma bicausalidade no sentido de Granger e uma relação direta com demais mercados. De modo que Campinas acaba sendo uma referência importante para os preços do mercado brasileiro.

4 MATERIAL E MÉTODOS

4.1 Material

O estudo corresponde às regiões formadoras de preço do milho nos estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Paraná, Minas Gerais, São Paulo e Rio Grande do Sul, representado por Sorriso, Dourados, Rio Verde, Cascavel e Paranaguá, Triângulo Mineiro, Campinas e Passo Fundo, respectivamente. São as praças que apresentam as maiores produções e para as quais existem dados disponíveis. Os dados coletados correspondem ao período de 02 de janeiro de 2009 a 29 de dezembro de 2016, totalizando 1997 observações.

As séries de preços nominais e diárias do milho estão em R\$ por saca de 60 kg, à vista, em nível de atacado sem ICMS. Os dados foram obtidos no Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – (CEPEA). O valor divulgado se refere à média aritmética das informações coletadas no dia, para negócios de pronta entrega, após tratamento estatístico – onde se exclui as informações fora de dois desvios padrões acima ou abaixo da média. O Quadro 3 mostra a descrição de cada variável.

Variável	Descrição das variáveis
CAMP	Série de preços diários do milho em Campinas - SP
CASC	Série de preços diários do milho em Cascavel - PR
DOU	Série de preços diários do milho em Dourados - MS
PAR	Série de preços diários do milho em Paranaguá - PR
PAS	Série de preços diários do milho em Passo Fundo - RS
RV	Série de preços diários do milho em Rio Verde - GO
SOR	Série de preços diários do milho em Sorriso - MT
TM	Série de preços diários do milho no Triângulo Mineiro - MG

Quadro 3 - Descrição das variáveis utilizadas no modelo.

Fonte: Elaborado com os dados da pesquisa.

Para realização dos testes econométricos, as séries de preços foram transformadas em logaritmos naturais, de maneira que os coeficientes obtidos se referem às elasticidades de transmissão de preços. Deve-se ressaltar que a série de dados não foi deflacionada, pois de acordo Sousa, Braga e Cunha (2010) o deflacionamento introduz uma tendência nos dados, sendo que o objetivo de uma análise de cointegração é encontrar uma tendência comum entre as séries temporais, logo, não faz sentido incluir uma tendência antes dos testes. A ferramenta utilizada para análise e testes necessários ao estudo é o *software R* na versão 3.3.2.

4.2 Métodos

4.2.1 Raiz unitária

Uma série de tempo é estacionária quando sua média e variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos e não do próprio tempo em que a covariância é calculada.

Para verificar se uma série temporal é estacionária utiliza-se o teste da raiz unitária, conforme metodologia desenvolvida por Dickey e Fuller (1979). O teste considera o seguinte passeio aleatório:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (5)$$

Onde μ_t é o termo de erro de ruído branco. Subtraindo Y_{t-1} de ambos os lados de (5), é obtida a seguinte expressão:

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \mu_t \\ &= (\rho - 1)Y_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (6)$$

Ou alternativamente,

$$\Delta Y_t = \delta Y_t + \mu_t \quad (7)$$

Onde $\delta = (\rho - 1)$.

Estima-se a equação (7) e usa o teste convencional de t tendo como hipótese nula $\delta = 0$. Se $\delta = 0$ então $\rho = 1$, ocorre um caso de raiz unitária, ou seja, a série é não estacionária.

Conforme Enders (2015) considera-se três equações de regressão diferentes que podem ser usadas para testar a presença de raiz unitária:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (8)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (9)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (10)$$

A diferença entre as três equações consiste na presença dos elementos determinísticos β_1 e β_2 . A primeira equação é o modelo de passeio aleatório, a segunda adiciona o intercepto ou o termo de desvio, e a terceira equação possuem o desvio e uma tendência temporal linear.

A hipótese nula é que $\delta = 0$ ocorre raiz unitária, já a hipótese alternativa $\delta < 0$ é quando a série é estacionária. De acordo com a tabela Dickey-Fuller comparando com o resultado da estatística $-t$, conhecida como estatística τ (tau), determina-se se aceita ou rejeita a hipótese nula $\delta = 0$.

Entretanto, nesse teste o erro é considerado como um ruído branco, quando na verdade frequentemente o erro é um processo estacionário qualquer (BUENO, 2011).

A correção desse problema se aplica o teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF), na qual se acrescenta valores defasados nas equações (8), (9) e (10), assim, obtém os seguintes processos autorregressivos:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (11)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (12)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (13)$$

No teste Dickey Fuller Aumentado segue a mesma distribuição assintótica que a estatística de Dickey Fuller e testa a hipótese nula $\delta=0$, de modo que podem ser usados os mesmos valores críticos.

4.2.2 Modelo Autorregressivo Vetorial

Um Modelo Autorregressivo Vetorial (VAR) é um modelo linear de n -variáveis, n -equações na qual cada variável é por sua vez explicado pelos seus próprios valores defasados, acrescido de valores passados e presentes das $n - 1$ variáveis remanescentes (STOCK; WATSON, 2001).

De acordo com Bueno (2011) um VAR de ordem p por um vetor com n variáveis endógenas, X_t , que estão conectadas entre si por meio de uma matriz A , pode ser expresso conforme segue:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B \varepsilon_t \quad (14)$$

Em que A é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$, X_t ; B_0 é um vetor de constantes $n \times 1$; B_i são matrizes $n \times n$; B é uma matriz diagonal $n \times n$ de desvios – padrão; ε_t é um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é: $\varepsilon_t \sim i. i. d. (0; I_n)$.

A equação (14) é conhecida como forma estrutural, pois de acordo com Bueno (2011) as relações entre as variáveis endógenas são frequentemente decorrentes de um modelo econômico teoricamente estruturado.

Além disso, os modelos VAR podem ter a forma reduzida, pois segundo Stock e Watson (2001) expressa cada variável como uma função linear de seus próprios valores passados, dos valores passados de todas as outras variáveis e um termo de erro serialmente não correlacionado.

Os modelos VAR na forma reduzida podem ser escrito na seguinte expressão:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1} B_i X_{t-i} + A^{-1}B \varepsilon_t$$

$$= \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t \quad (15)$$

Em que $\phi_i = A^{-1}B_i; i = 0, 1, \dots, p; B\epsilon_t \equiv Ae_t$.

O modelo VAR possui algumas limitações. Conforme relatório elaborado pelo Bacen (2004), duas limitações são mais frequentes na literatura. A primeira trata do elevado número de parâmetros dos modelos VAR que reflete no tamanho da amostra requerido para que se obtenha uma estimação confiável. A segunda limitação refere-se ao fato de que cada modelo VAR é uma forma reduzida, isso significa dizer que as mesmas relações entre as variáveis e suas defasagens são simultaneamente compatíveis com vários diferentes modelos que descrevem também as relações contemporâneas entre as variáveis.

4.2.3 Causalidade de Granger

Um modelo VAR é muito utilizado para identificar quais são as variáveis que impactam nas outras, ou seja, encontrar a origem dos choques. Por meio do teste de causalidade, segundo a metodologia proposta por Granger (1969), busca verificar se a incorporação de valores passados de uma variável X contribui com melhores previsões para a variável Y.

Seja X_t e Y_t séries temporais estacionárias com média zero. O modelo de causalidade simples é:

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t \quad (17)$$

Onde ε_t e η_t são séries de ruído branco não correlacionado; a_j, b_j, c_j, d_j são os parâmetros.

De acordo com Granger (1969), se elenca quatro definições, a saber:

- a) *Causalidade unidirecional* é quando Y está causando X. Nesse caso dizemos que Y, está causando X, se somos mais capazes de prever X, usando todas as informações disponíveis;

- b) *Bicausalidade* é quando X está causando Y e Y também causando X;
- c) *Causalidade instantânea* é quando o valor corrente de X é melhor “previsto” se o valor atual de Y é incluído no modelo de previsão;
- d) *Ausência de causalidade* é quando não existe causalidade em qualquer direção.

Apesar da causalidade de Granger ser utilizada nas análises de integração de mercado como uma ferramenta complementar, isso não deve ser usado, conforme Hamilton (1994), para inferir uma direção de causalidade, mas apenas uma predição.

4.2.4 Cointegração e Mecanismo de Correção do Erro

O conceito de cointegração foi introduzido por Engle e Granger (1987). Segundo esses autores, os componentes de um vetor de uma série temporal Y_t são ditos cointegrados de ordem d, b , denotado por $Y_t \sim CI(d, b)$, se (i) todos os componentes de Y_t são integrados de ordem d ; (ii) existe um vetor $a (\neq 0)$ então $Z_t = a'Y_t \sim I(d - b), b > 0$. O vetor a é chamado de vetor de cointegração.

Os componentes contidos em Y_t guardam uma relação de equilíbrio de longo prazo, quer dizer que as variáveis não são estacionárias e por isso possuem uma tendência estocástica. Essa tendência justifica a designação de longo prazo, de maneira que se a tendência estocástica for comum a todos os componentes, diz-se que existe um equilíbrio de longo prazo (BUENO, 2011).

Formalmente, conforme Enders (2015) o sistema está em equilíbrio de longo prazo quando $aY_t = 0$. O desvio do equilíbrio de longo prazo, chamado erro de equilíbrio é μ_t , de modo que $\mu_t = aY_t$.

Existem vários testes na literatura para captar a cointegração entre variáveis. Nesse estudo, o teste escolhido foi o elaborado por Johansen (1988,1990) que consiste na estimação de máxima verossimilhança.

Considera-se um modelo vetorial autorregressivo expresso da seguinte maneira:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + u + \Phi D_t + \varepsilon_t, (t = 1, \dots, T) \quad (18)$$

Onde $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$ são $IN_p(0, \Lambda)$ e X_t é um vetor ($n \times n$); D_t é um vetor de variáveis não estacionárias; os parâmetros $(\Pi_1, \dots, \Pi_k, u, \Phi, \Lambda)$ são estimados com base em T observações de um processo autorregressivo vetorial.

Aplicando um operador de defasagem L , tal que $\Delta = 1 - L$, a equação (18) é reescrita como um modelo vetorial de correção de erro que incorpora informações de curto e longo prazo:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + u + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (19)$$

Onde $\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$, ($i = 1, \dots, k - 1$), e $\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$.

O numero de vetores de cointegração é obtido definindo quantas raízes características (λ) de Π diferente de zero, que é semelhante à determinação de seu posto (r).

Existem três casos possíveis:

- i. Posto (Π) = ρ , isto é, a matriz Π tem posto completo, indicando que o processo vetorial X_t é estacionário;
- ii. Posto (Π) = 0, i.e. a matriz Π é nula, logo não relacionamento de cointegração;
- iii. $0 < \text{Posto}(\Pi) = r < \rho$ implica que existe α, β matrizes $\rho \times r$, tal que $\Pi = \alpha\beta'$.

O numero de vetores de cointegração distintos pode ser obtido verificando a significância das raízes características. Conforme Enders (2015), o teste do número de raízes características que são insignificamente diferentes da unidade pode ser realizado usando as duas estatísticas de testes, abaixo:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (20)$$

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (21)$$

O primeiro é o teste traço que consiste em assumir como hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a r . Contra a hipótese alternativa de que o número de vetores é maior de que r . O segundo é o teste do máximo

autovalor, em que a hipótese nula o número de vetores de cointegração é r e a hipótese alternativa afirma que existe $r + 1$ vetores de cointegração.

4.2.5 Modelo Vetorial de Correção do Erro com *Threshold*

O modelo vetorial de correção de erro é uma versão mais completa do modelo VAR, à medida que incluem um termo de correção do erro que expressa os desvios de curto prazo na relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do modelo, ou seja, quando as variáveis são cointegradas elas podem ser representadas na forma de um VEC.

O uso de modelos VEC é muito utilizado em estudos de integração de mercado onde não se sabe qual preço causa o outro, de maneira que os ajustamentos de preços resultado dos desvios no equilíbrio de longo prazo são assumidos ser função linear e contínua e, portanto, desvios muito pequenos no equilíbrio de longo prazo sempre levarão a um processo de ajustamento de preço em cada mercado (MEYER, 2004).

No entanto, a realidade inclui custos de transação entre mercados. Dessa forma, hipóteses que não considerarem custos de transação, levam a resultados tendenciosos. Logo, o ajustamento ao equilíbrio de longo prazo não deverá ser contínuo em casos de custos de transação significativos (MEYER, 2004).

A incorporação dos efeitos dos custos de transação fornece uma justificativa para a utilização de modelos de ajustamento de preços como inclusão da variável representativa do efeito *threshold* (MATTOS, 2008).

De acordo com Goodwin e Piggott (2001), a incorporação desse efeito *threshold* aos modelos VEC, dão origem ao que é conhecido, na literatura especializada, como modelos TVEC (modelos vetoriais de correção de erro com *threshold*).

Diante disso, muitos estudos passaram a considerar os efeitos de um custo de transação, representados por um parâmetro *threshold*. Neste caso, cita-se Balke e Fomby (1997) que realizaram os primeiros estudos que combinam não linearidade e cointegração.

Conforme Sephton (2003) a cointegração inicialmente assume uma relação linear e estável ao longo do tempo, mas a presença de um *threshold* permite a relação de equilíbrio mudar se a série exibe comportamento diferente de um *threshold*.

As vantagens de utilizar um modelo TVEC residem no fato de não se saber previamente a relação de causalidade entre preços nos diferentes mercados. Além disso,

possibilita que seja identificada a trajetória temporal do processo de transmissão de preço e, portanto, a integração de mercado (JUSTEN JUNIOR, 2013).

De acordo com Tardelli (2012), em um modelo TVEC o número de regimes ($j=1,2$) será definido de acordo com a significância da não linearidade, sendo que a variável *threshold* é simbolizada por ECT_{t-1} e o parâmetro de *threshold* por γ . Formalmente o modelo TVEC pode ser expresso da seguinte forma:

$$\Delta P_t = \begin{cases} \delta^{(1)} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^{(1)} \Delta P_{t-i} + \alpha^{(1)} ECT_{t-1} + v_t^{(1)}, & \text{se } |ECT_{t-1}| \leq \gamma \\ \delta^{(2)} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^{(2)} \Delta P_{t-i} + \alpha^{(2)} ECT_{t-1} + v_t^{(2)}, & \text{se } |ECT_{t-1}| > \gamma \end{cases} \quad (22)$$

Segue:

P_t é o logaritmo natural dos preços dos mercados em diferentes regiões;

$\delta(j)$ vetor de coluna (2x1);

$\Gamma_i(j)$ matriz de parâmetro (2x2);

$\alpha(j)$ vetor de coluna (2x1) dos coeficientes de ajustamento;

ECT_{t-1} termo de correção de erros

$vt(j)$ termo de erro.

A Figura 6 mostra os ajustamentos dos preços possíveis no longo prazo para dois regimes. O regime 1 é o espaço onde os reajustes de preços em valores absolutos estão abaixo do ponto limiar, na qual não ocorre transmissão de preço. No regime 2 é o espaço em que os reajustes de preços ocorrem, representando a zona de transmissão de preço.

Conforme Cunha, Silva Neto e Scalco (2014), a banda entre dois “*threshold*”, o qual se tem regime acima e abaixo do termo de equilíbrio de longo prazo, pode ser interpretado como desvios em torno do equilíbrio de longo prazo, que são comparados com custo de ajustamento. Ou seja, os desvios do equilíbrio de longo prazo são tão pequenos que não vão levar a um ajuste de preços relativos.

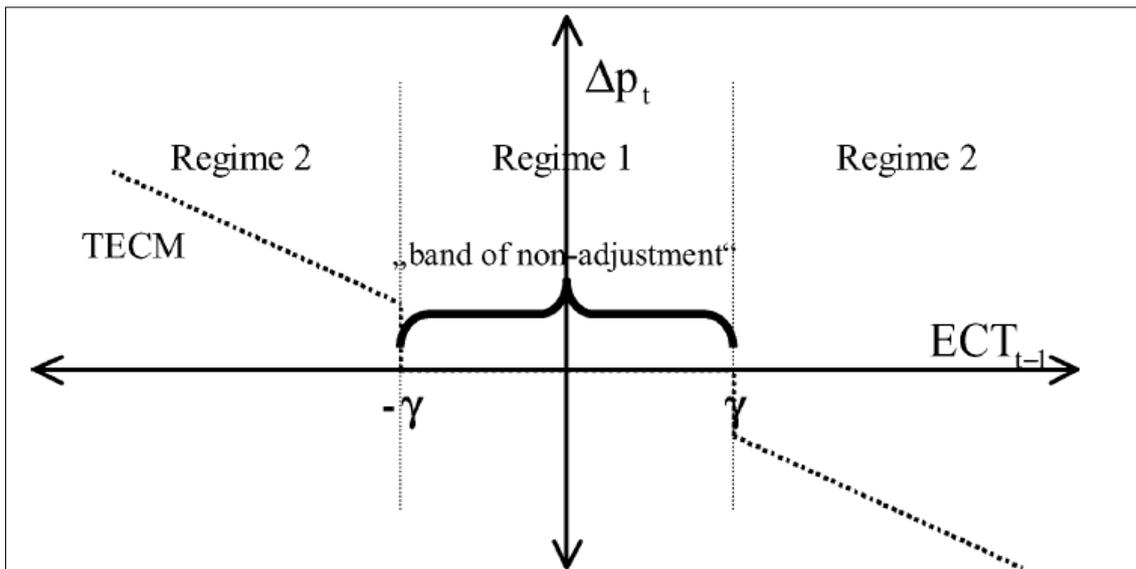


Figura 6 - Impacto do termo de correção de erro no ajustamento de preços.

Fonte: Meyer (2004).

Apesar da presença da região de não ajustamento, não significa que os mercados não sejam integrados. Pois de acordo com Mattos (2008), isso pode apenas representar a região que não ocorre uma integração entre os preços, o que é justamente resultado da presença dos custos de transação e das condições de arbitragem.

Por fim, três passos são propostos por Meyer (2004) para estimação de um TVEC. Primeiramente, são testadas a estacionariedade das séries de preços, por meio do teste de raiz unitária Dickey Fuller aumentado. A seguir, verificado a estacionariedade das séries, realiza-se um teste de cointegração usando o método de Johansen. E ainda uma estimativa de um VEC, observando o número de defasagens k determinado pelo critério de Akaike (AIC). Em um terceiro passo, estima o modelo vetorial de correção de erro com *threshold*, determinando o valor de γ e teste de não linearidade usando o procedimento Hansen e Seo (2002).

A estimação do modelo conforme Hansen e Seo (2002) consistem em: i) formar uma grade entre os candidatos a vetor de cointegração β e os valores possíveis de *threshold* γ ; ii) para cada valor de (β, γ) na grade, calcular o restante dos parâmetros do modelo por máxima verossimilhança; iii) Encontrar $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ como os valores de (β, γ) sobre a grade na qual produz o menor valor de $\log|\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)|$; iv) gerar o valor dos parâmetros do modelo a partir do valor encontrado do par $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$. O teste de não-linearidade testa a hipótese nula de cointegração linear contra a hipótese alternativa de cointegração com *threshold*, através do computo dos p-valores.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

5.1 Análise Preliminar de Preços

Os resultados aqui obtidos por meio de procedimentos econométricos têm como base nas séries de preços diários e nominais do milho, em nível atacadista, observados em oito regiões. Primeiramente, procedeu à estatística descritiva dos preços conforme Tabela 3.

Tabela 3 - Estatística descritiva para os preços (em R\$) do milho, período de janeiro de 2009 a dezembro de 2016

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio padrão
CAMP	28,76	27,66	53,91	17,97	7,52
CASC	24,96	23,67	55,13	14,48	7,40
DOU	21,74	20,50	49,18	11,93	6,6
PAR	27,92	27,05	52,08	16,70	7,39
PAS	27,30	25,61	58,06	16,30	7,68
RV	23,09	22,34	49,69	13,37	7,48
SOR	15,98	15,36	38,46	7,17	6,14
TM	25,41	24,20	48,69	14,34	7,56

Fonte: Resultados da pesquisa.

É verificado no período analisados as maiores médias de preços do milho nas regiões de Campinas, Paranaguá e Passo Fundo. Os preços por saca de 60 kg custaram, em média, cerca de R\$ 28,76 em Campinas, R\$ 27,92 em Paranaguá e R\$ 27,30 em Passo Fundo. Essas regiões são caracterizadas por terem uma elevada demanda, sendo o destino final do grão consumido internamente, o que pode explicar os preços mais altos.

Do outro lado, os menores preços médios do milho em nível atacadista foram registrados em Sorriso, média de R\$ 15,90, Dourados com média de R\$ 21,74 e em Rio Verde média de R\$ 23,09 por saca. Uma explicação razoável é que essas regiões são caracterizadas como de oferta do grão e por possuírem uma elevada produtividade.

As regiões com menores médias, Sorriso e Dourados, foram as que apresentaram os menores preços no período analisado, com valores de R\$ 7,17 e R\$ 11,93 respectivamente. Além disso, as duas regiões possuem uma menor amplitude de variação dos preços e menor desvio padrão.

Já os maiores preços foram observados em Cascavel, com preço diário de R\$ 55,13 e em Passo Fundo, R\$ 58,06. Os desvios padrões com maior valor foram identificados em Passo Fundo e Triângulo Mineiro, o que significa que essas regiões possuem uma maior volatilidade nos preços, ou seja, apresentam mais oscilações.

Complementando, é feito uma análise gráfica das séries de preços ao longo do tempo. Isso possibilita visualizar algumas características importantes no estudo de series temporal, tais como tendências de altas ou não. Assim como, comportamentos sazonais, quebras estruturais e *outliers* (CUNHA, 2008).

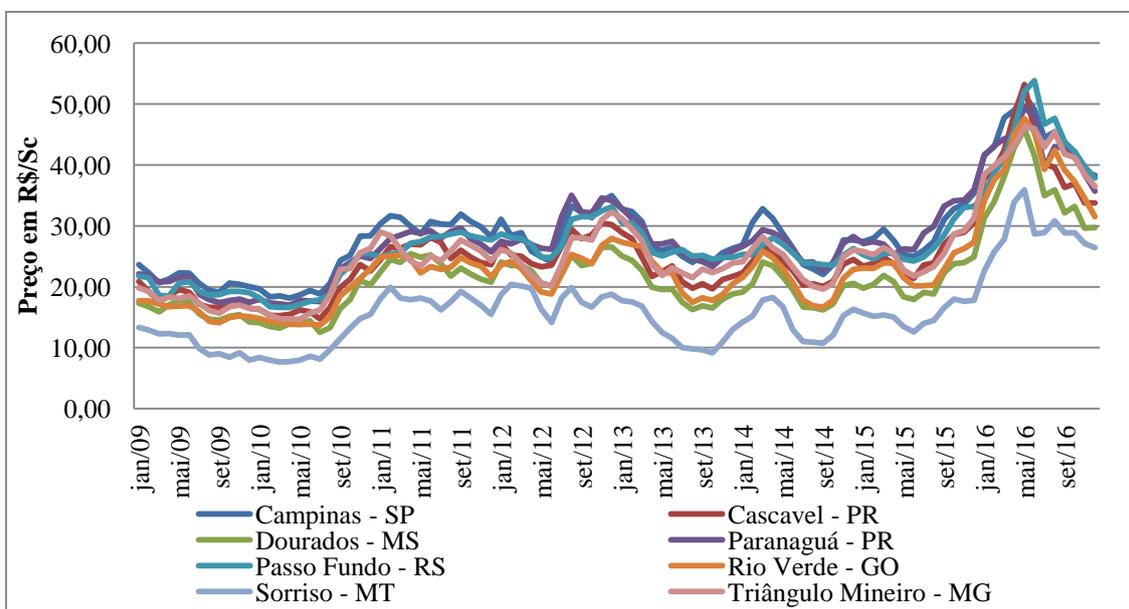


Figura 7- Preço diário do milho, em nível atacadista, nas principais praças produtoras no Brasil, período de janeiro de 2009 a dezembro de 2016.

Fonte: Resultado da pesquisa.

A Figura 7 ilustra um comportamento semelhante dos preços. Observa-se uma tendência de alta dos preços no segundo semestre de 2010 em função das altas expressivas nas paridades de exportação e de importação, que foram favorecidas pelos aumentos nos preços internacionais (CEPEA, 2011). No final de 2013 a demanda interna aumentou sustentando os preços em patamares mais altos (CNA, 2013). Recentemente em 2015, conforme Abimilho (2015) o aumento nos preços do milho é decorrência do aumento das exportações e da valorização do dólar.

O fato das séries possuírem uma tendência em todo período dá indícios delas não serem estacionárias. Ao mesmo tempo, o comportamento das séries serem semelhante entre elas, tanto de ascensão como de queda pode sugerir que sejam cointegradas. No entanto, conforme Mattos (2008) não se pode concluir pela integração ou não de mercado, deve-se antes proceder pela identificação da ordem de integração das séries de preços e, quando aplicáveis, a realização dos testes de cointegração.

5.2 Teste de Raiz Unitária

Após uma análise descritiva e gráfica dos preços, são analisadas as séries de preços do milho para verificar se são estacionárias. As séries foram transformadas em logaritmo e realizou-se o teste para verificar a presença de raiz unitária em nível e em primeira diferença. O teste escolhido foi o *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Com base no resultado do teste ADF apresentado na Tabela 4, foi possível identificar a presença de raiz unitária em todas as séries de preço do milho. Em todos os casos das séries em nível, a hipótese nula de presença de raiz unitária não foi rejeitada aos níveis de significância de 1%, 5% e 10%.

Tabela 4 - Resultado do teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado

TESTE EM NÍVEL		
Série	Modelo	Estatística do teste ADF
		t_{teste}
CAMP	Sem constante*	0,3662
	Com constante**	-1,4017
	Com constante e tendência***	-2,4044
CASC	Sem constante*	0,4942

	Com constante**	-1,3658
	Com constante e tendência***	-2,2602
	Sem constante*	0,6419
DOU	Com constante**	-1,1338
	Com constante e tendência***	-1,7415
	Sem constante*	0,5351
PAR	Com constante**	-1,5481
	Com constante e tendência***	-2,2889
	Sem constante*	1,1658
PAS	Com constante**	-0,657
	Com constante e tendência***	-1,3741
	Sem constante*	0,9276
RV	Com constante**	-0,8494
	Com constante e tendência***	-1,4956
	Sem constante*	0,7261
SOR	Com constante**	-0,8082
	Com constante e tendência***	-1,5597
	Sem constante*	0,7695
TM	Com constante**	-0,9504
	Com constante e tendência***	-1,7675

*Valores críticos do teste ADF: -2,58; -1,95; -1,62 a 1%; 5% e 10% respectivamente.

**Valores críticos do teste ADF: -3,43; -2,86; -2,57 a 1%; 5% e 10% respectivamente.

***Valores críticos do teste ADF: -3,96; -3,41; -3,12 a 1%; 5% e 10% respectivamente.

Ambos os modelos $lag = 3$.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados na Tabela 5 mostram que para as séries diferenciadas, rejeitou-se a hipótese nula de raiz unitária, pois os valores da estatística τ são menores que os valores críticos aos mesmos níveis de significância. Portanto, as séries de preços do milho em primeira diferença são estacionárias.

Tabela 5 - Resultado do teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado

TESTE EM PRIMEIRA DIFERENÇA		
Série	Modelo	Estadística do teste ADF
		t_{teste}
CAMP	Sem constante*	-13,6815
	Com constante**	-13,6823
	Com constante e tendência***	-13,685
CASC	Sem constante*	-14,2077
	Com constante**	-14,2155
	Com constante e tendência***	-14,2172
DOU	Sem constante*	-19,1386
	Com constante**	-19,1482
	Com constante e tendência***	-19,1461
PAR	Sem constante*	-20,2204
	Com constante**	-20,2285
	Com constante e tendência***	-20,2235
PAS	Sem constante*	-19,9705
	Com constante**	-20,0029
	Com constante e tendência***	-20,001
RV	Sem constante*	-18,7571
	Com constante**	-18,7776
	Com constante e tendência***	-18,7754
SOR	Sem constante*	-21,3987
	Com constante**	-21,4091
	Com constante e tendência***	-21,4233
TM	Sem constante*	-16,5664
	Com constante**	-16,5775
	Com constante e tendência***	-16,5761

*Valores críticos do teste ADF: -2,58; -1,95; -1,62 a 1%; 5% e 10% respectivamente.

**Valores críticos do teste ADF: -3,43; -2,86; -2,57 a 1%; 5% e 10% respectivamente.

***Valores críticos do teste ADF: -3,96; -3,41; -3,12 a 1%; 5% e 10% respectivamente.

Ambos os modelos $lag = 3$.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Após realização do teste de raiz unitária e constatar que as séries estão integradas de ordem um, $I(1)$. Procedeu-se ao teste de causalidade no sentido Granger com a finalidade de saber quais mercados causa um impacto em outro.

5.3 Teste de Causalidade de Granger

No teste de causalidade é indispensável à escolha do número de defasagens a serem usada no modelo, por meio dos critérios de informação Akaike (AIC), Hannam-Quin (HQ) e Schwartz (BIC).

Antes disso foi necessário escolher um mercado de referência para formação de pares de preços. De maneira que o mercado escolhido foi à região de Campinas em São Paulo. De acordo com Sanches, Alves e Barros (2016) a região de Campinas possui interação com diferentes regiões do Brasil, pois é a base para a formação de preços no contrato futuro da BM&FBovespa e pelo fato do Estado de São Paulo ser destino de boa parte da produção de milho no País. Segundo dados da Secretária de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo no ano de 2015 o estado precisou importar aproximadamente 52,27% do milho consumido (IEA, 2016).

A Tabela 6 apresenta diferentes defasagens para cada critério de informação em cada um dos pares de preços em análise. Em nenhum dos casos houve presença de autocorrelação serial, conforme teste de Q Ljung Box. De acordo com Meyer (2004) recomenda-se utilizar o critério de Akaike para estimação de modelo de integração de mercado considerando custos de transação, assim o critério a ser utilizado será o de Akaike.

Tabela 6 - Resultado da seleção de defasagens para as séries de preços em logaritmo

	CAMP _x CASC	CAMP _x DOU	CAMP _x PAR	CAMP _x PAS	CAMP _x RV	CAMP _x SOR	CAMP _x TM
AIC	5	6	5	11	9	5	11
HQ	4	4	5	5	9	4	6
BIC	3	4	5	4	4	4	4

Fonte: Resultados da pesquisa.

Utilizando o número de defasagens para todos os pares de preço tendo o mercado físico de Campinas como referência, o resultado do teste de causalidade de Granger entre todas as séries de preços do milho é apresentado na Tabela 7. O teste serve para identificar quais variáveis impactam nas demais, ou seja, se é possível prever os valores de uma variável em função dos valores passados de outra variável.

De acordo com os resultados obtidos, a 5% de nível de significância estatística, com exceção da região de Passo Fundo, todas as regiões possuem uma bicausalidade no sentido Granger com o mercado de Campinas. Segundo estudo de Sousa, Braga e Cunha (2010) os preços da região de Passo Fundo estão ligados aos preços no Paraná e Santa Catarina, influenciando os preços nessas regiões.

Tabela 7- Resultado do teste de causalidade de Granger entre os pares de preços

Hipótese nula	Defasagens	Nível de significância	Resultado
CAMP não causa CASC	5	0,000	Rejeita
CASC não causa CAMP	5	0,000	Rejeita
CAMP não causa DOU	6	0,000	Rejeita
DOU não causa CAMP	6	0,000	Rejeita
CAMP não causa PAR	5	0,000	Rejeita
PAR não causa CAMP	5	0,000	Rejeita
CAMP não causa PAS	11	0,000	Rejeita
PAS não causa CAMP	11	0,2163	Não Rejeita
CAMP não causa RV	9	0,000	Rejeita
RV não causa CAMP	9	0,000	Rejeita
CAMP não causa SOR	5	0,000	Rejeita
SOR não causa CAMP	5	0,0164	Rejeita
CAMP não causa TM	11	0,000	Rejeita
TM não causa CAMP	11	0,000	Rejeita

Fonte: Resultados da pesquisa.

5.4 Teste de Cointegração

O próximo passo foi verificar as relações de cointegração entre as séries de preços do milho. Para tanto o teste de cointegração de Johansen testa a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração contra a hipótese alternativa de que existe ao menos um vetor de cointegração entre as séries analisadas.

Na Tabela 8 são apresentados os resultados do teste de cointegração por meio da estatística do teste traço, na qual se rejeita a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração. Nesse caso, o valor do teste traço é maior que os valores críticos encontrados. Dessa forma, cada um dos mercados físicos com relação ao mercado de Campinas possui um equilíbrio de longo prazo entre eles.

Tabela 8 - Teste de cointegração de Johansen: análise entre Campinas e demais mercados – teste traço

Mercados	Rank = r	Estatística de Teste traço	Valor crítico*
Cascavel	r = 0	469,93	19,96
	r <= 1	126,79	9,24
Dourados	r = 0	534,77	19,96
	r <= 1	120,15	9,24
Paranaguá	r = 0	653,26	19,96
	r <= 1	143,94	9,24
Passo Fundo	r = 0	263,63	19,96
	r <= 1	81,82	9,24
Rio Verde	r = 0	329,45	19,96
	r <= 1	79,16	9,24
Sorriso	r = 0	558,51	19,96
	r <= 1	139,32	9,24
Triângulo Mineiro	r = 0	320,44	19,96
	r <= 1	85,49	9,24

*Rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Fonte: Resultados da pesquisa

A existência de vetores de cointegração indica que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries de preços. Isso mostra que os mercados separados geograficamente podem ser integrados.

Na Tabela 9 os resultados apresentados por meio da estatística de teste do máximo autovalor indicam a rejeição da hipótese nula de nenhum vetor de cointegração, confirmando a ocorrência da relação de longo prazo entre os pares de preços no mercado do milho.

Tabela 9 - Teste de cointegração de Johansen: análise entre Campinas e demais mercados – teste do máximo autovalor

Mercados	Rank = r	Estatística de Teste do Máximo Autovalor	Valor crítico*
Cascavel	r = 0	343,15	15,67
	r <= 1	126,79	9,24
Dourados	r = 0	414,62	15,67
	r <= 1	120,15	9,24
Paranaguá	r = 0	509,32	15,67
	r <= 1	143,94	9,24
Passo Fundo	r = 0	181,81	15,67
	r <= 1	81,82	9,24
Rio Verde	r = 0	250,29	15,67
	r <= 1	79,16	9,24
Sorriso	r = 0	419,19	15,67
	r <= 1	139,32	9,24
Triângulo Mineiro	r = 0	234,95	15,67
	r <= 1	85,49	9,24

*Rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Logo após constatar a existência de pelo menos um vetor de cointegração entre cada mercado físico com o mercado de Campinas, é estimado um modelo vetorial de correção de erro linear. Assim, é possível analisar as relações de curto e longo prazo entre os mercados.

5.5 Modelo Autorregressivo Vetorial de Correção de Erros

Os resultados nas Tabelas 10, 11, 12, 13, 14, 15 e 16 mostram que choques em Campinas impacta positivamente nas demais regiões. O aumento em 1% no preço de Campinas gera uma variação de 0,49% em Cascavel; 1,32% em Dourados; 0,86% em Paranaguá; 0,62% em Passo Fundo; 0,98% em Rio Verde; 1,08% em Sorriso e 0,94% no Triângulo Mineiro. De modo inverso, os preços em Campinas reagem com uma diminuição diante de um aumento de preço nos outros mercados.

Especificamente, para as regiões de Cascavel e Campinas o modelo VEC é apresentado na Tabela 10. Os resultados mostram que para equação CASC o erro equilibrador

do modelo linear apresenta sinal positivo e significativo estatisticamente. Esse coeficiente do termo de correção do erro demonstra que a diferença de 49,39% entre os preços de Cascavel e Campinas está sendo corrigida diariamente. Isso quer dizer que os desequilíbrios são corrigidos em 2 dias.

Tabela 10 - Estimação do VEC para as séries diárias de preços do milho nas regiões de Cascavel e Campinas.

Variável	Equação CASC		Equação CAMP	
	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão
ECT	0,49398*	0,04456	-0,49480*	0,03658
CASC (-1)	-0,94193*	0,02282	0,14334*	0,01874
CASC (-2)	-0,74544*	0,03206	0,27328*	0,02632
CAMP (-1)	0,20083*	0,02765	-0,90865*	0,02270
CAMP (-2)	0,34357*	0,03774	-0,74459*	0,03098

*Significativo a 0,1%

Fonte: Resultados da pesquisa.

A estimação do VEC para as regiões de Dourados e Campinas são apresentados na Tabela 11. Os resultados mostram que a equação DOU possui erro equilibrador positivo e significativo estatisticamente. Esse coeficiente do termo de correção do erro demonstra que a diferença de 132,94% entre os preços de Dourados e Campinas está sendo corrigida diariamente. Ajuste nos desequilíbrios são corrigidos em menos de 1 dia.

Tabela 11 - Estimação do VEC para as séries diárias de preços do milho nas regiões de Dourados e Campinas.

Variável	Equação DOU		Equação CAMP	
	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão
ECT	1,32941*	0,07487	-0,32286*	0,03754
DOU (-1)	-1,22523*	0,02274	0,06516*	0,01140
DOU (-2)	-1,29230*	0,03639	0,11749*	0,01825
CAMP (-1)	0,37174*	0,04552	-0,85541*	0,02282
CAMP (-2)	0,69518*	0,06110	-0,64782*	0,03064

*Significativo a 0,1%

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 12 mostra a estimação do VEC para as regiões de Paranaguá e Campinas. A equação PAR possui erro equilibrador do modelo linear com sinal positivo e significativo estatisticamente. Esse coeficiente demonstra que a diferença de 86,37% entre os preços de Paranaguá e Campinas está sendo corrigida diariamente em pouco mais de 1 dia.

Tabela 12 - Estimação do VEC para as séries diárias de preços do milho nas regiões de Paranaguá e Campinas.

Variável	Equação PAR		Equação CAMP	
	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão
ECT	0,86377*	0,03936	-0,15808*	0,02262
PAR (-1)	-1,06382*	0,02248	0,05663*	0,01292
PAR (-2)	-1,07735*	0,03289	0,12448*	0,01890
CAMP (-1)	0,27803*	0,03905	-0,83074*	0,02244
CAMP (-2)	0,49476*	0,05051	-0,58967*	0,02903

*Significativo a 0,1%

Fonte: Resultados da pesquisa.

A estimação do VEC para as regiões de Passo Fundo e Campinas são apresentados na Tabela 13. Os resultados mostram que para equação PAS o erro equilibrador do modelo linear apresenta sinal positivo e significativo estatisticamente. Esse coeficiente demonstra que a diferença de 62,21% entre os preços de Passo Fundo e Campinas está sendo corrigida diariamente. Logo, desequilíbrios são corrigidos em pouco mais de 1 dia.

Tabela 13 - Estimação do VEC para as séries diárias de preços do milho nas regiões de Passo Fundo e Campinas.

Variável	Equação PAS		Equação CAMP	
	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão
ECT	0,62210*	0,05772	-0,33168*	0,04374
PAS (-1)	-1,25520*	0,02256	0,04973*	0,01709
PAS (-2)	-1,33144*	0,03617	0,10171*	0,02741
CAMP (-1)	0,14262*	0,02987	-0,85600*	0,02264
CAMP (-2)	0,24238*	0,03959	-0,63661*	0,03001

*Significativo a 0,1%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na Tabela 14 foi estimado um VEC para as regiões de Rio Verde e Campinas. Os resultados da equação RV possui erro equilibrador do modelo linear com sinal positivo e significativo estatisticamente. Assim, a diferença de 98,54% entre os preços de Rio Verde e Campinas está sendo corrigida diariamente e os desequilíbrios se estabilizam em aproximadamente 1 dia.

Tabela 14 - Estimação do VEC para as séries diárias de preços do milho nas regiões de Rio Verde e Campinas.

Variável	Equação RV		Equação CAMP	
	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão
ECT	0,98543*	0,08048	-0,42748*	0,04933
RV (-1)	-1,27008*	0,02269	0,05250*	0,01391
RV (-2)	-1,34820*	0,03665	0,11856*	0,02247
CAMP (-1)	0,22304*	0,03713	-0,86795*	0,02276
CAMP (-2)	0,41825*	0,04981	-0,66382*	0,03053

*Significativo a 0,1%

Fonte: Resultados da pesquisa.

A estimação do VEC para as regiões de Sorriso e Campinas são apresentados na Tabela 15. Os resultados mostram que para equação SOR o erro equilibrador do modelo linear apresenta sinal positivo e significativo estatisticamente. De modo que a diferença de 108,89% entre os preços de Sorriso e Campinas está sendo corrigida diariamente. Assim, desequilíbrios são corrigidos em menos de 1 dia.

Tabela 15 - Estimação do VEC para as séries diárias de preços do milho nas regiões de Sorriso e Campinas.

Variável	Equação SOR		Equação CAMP	
	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão
ECT	1,08895*	0,05375	-0,097820*	0,020228
SOR (-1)	-1,14989*	0,02258	0,033289*	0,008499
SOR (-2)	-1,18736*	0,03457	0,050077*	0,013013
CAMP (-1)	0,21550*	0,05964	-0,814272*	0,022447
CAMP (-2)	0,49863*	0,07563	-0,551679*	0,028464

*Significativo a 0,1%

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 16 mostra os resultados para equação TM, onde o erro equilibrador do modelo linear para o Triângulo Mineiro e Campinas apresenta sinal positivo e significativo estatisticamente. Esse coeficiente demonstra que a diferença de 94,11% entre os preços de Triângulo Mineiro e Campinas está sendo corrigida diariamente. Isso quer dizer que os desequilíbrios são corrigidos em aproximadamente 1 dia.

Tabela 16 - Estimação do VEC para as séries diárias de preços do milho nas regiões de Triângulo Mineiro e Campinas.

Variável	Equação TM		Equação CAMP	
	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão
ECT	0,94111*	0,08152	-0,51727*	0,05978
TM (-1)	-1,17642*	0,02283	0,07887*	0,01674
TM (-2)	-1,19050*	0,03569	0,16906*	0,02618
CAMP (-1)	0,25974*	0,03116	-0,87666*	0,02285
CAMP (-2)	0,42107*	0,04244	-0,68737*	0,03113

*Significativo a 0,1%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Com relação aos coeficientes das primeiras diferenças dos preços das equações CASC, DOU, PAR, PAS, RV, SOR e TM, estes são significativos. Dessa forma, as variações de curto prazo são explicadas tanto pelas variações ocorridas no período anterior pelo próprio preço em cada mercado como pelas variações no preço em Campinas.

Analisando a equação CAMP relacionada com cada um dos mercados, o termo de erro de equilíbrio é significativo, o que mostra que a diferença de preços existentes entre Campinas e demais mercados são corrigidos diariamente. Além disso, os valores das primeiras diferenças são significativos e revela que as variações no preço de Campinas são também explicadas pelas variações nos preços passados dos outros mercados e de seu próprio preço.

5.6 Modelo Autorregressivo Vetorial de Correção de Erros com *Threshold*

Uma série temporal de dados sobre custos de transação dificilmente são disponibilizados e, portanto, um estudo de integração de mercado que não considere tais custos podem não ter resultados esperados ou não confiáveis. Assim, neste capítulo é aplicado o modelo vetorial de correção de erro com *threshold* para cada par de mercados.

Os resultados da Tabela 17 mostram os valores de *threshold* obtidos entre cada região com relação a Campinas. O valor de cada *threshold* dá indícios da magnitude dos custos de transação envolvidos entre as regiões. Nesse sentido, um choque de preços resultado por excesso de demanda em Campinas, por exemplo, superior a 1,22%; 1,45%, 1,26%, 0,9%; 1,27%; 1,03% e 1,39% promovem um ajustamento de preços em Cascavel, Dourados, Paranaguá, Passo Fundo, Rio Verde, Sorriso e Triângulo Mineiro, respectivamente.

A partir do valor *threshold* são determinados dois regimes, *Down* e *Up*. A separação dos regimes é obtida pela multiplicação do logaritmo natural do preço médio do milho com o valor do *threshold*.

Relacionado aos regimes, o parâmetro *threshold* pode apresentar sinais positivo ou negativo. Quando o valor do parâmetro é positivo significa que a maior parte das observações totais se encontra no regime *Down*. Do contrário quando o valor do parâmetro é negativo significa que a maior parte das observações totais do modelo se encontra no regime *Up*.

Tabela 17 - Resultados do modelo TVEC bivariado para as praças CASC, DOU, PAR, PAS, RV, SOR, TM, considerando Campinas como mercado de referência, de 2 de Janeiro 2009 a 29 de Dezembro de 2016.

Praças	Threshold	Regime Down		Regime Up		Teste de Hansen e Seo
		ECT praça	ECT campinas	ECT praça	ECT campinas	p - valor
Cascavel	-0,0122941	-0,0022 (0,9926) ^{NS}	-1,2437 (0,000) ^{***}	0,3109 (0,000) ^{***}	-0,6648 (0,000) ^{***}	0,04
Dourados	0,014555	0,4688 (0,000) ^{***}	-0,5502 (0,000) ^{***}	0,6824 (0,0794) [*]	-0,5858 (0,0011) ^{**}	0,50
Paranaguá	-0,0126578	0,6937 (0,0059) ^{**}	-0,1404 (0,2986) ^{NS}	-0,3365 (0,000) ^{***}	-0,2927 (0,000) ^{***}	0,82
Passo Fundo	-0,009013	0,7964 (0,000) ^{***}	-0,4711 (0,0011) ^{**}	0,3042 (0,000) ^{***}	-0,4713 (0,000) ^{***}	0,53
Rio Verde	-0,0127183	1,1038 (0,0030) ^{**}	-0,0806 (0,7117) ^{NS}	0,4916 (0,000) ^{***}	-0,5648 (0,000) ^{***}	0,01
Sorriso	-0,0103794	0,1190 (0,7423) ^{NS}	-0,2445 (0,0475) [*]	0,5561 (0,000) ^{***}	-0,4745 (0,000) ^{***}	0,01
Triângulo Mineiro	0,0139129	0,4396 (0,000) ^{***}	-0,6668 (0,000) ^{***}	0,0192 (0,9548) ^{NS}	-0,4993 (0,0382) [*]	0,08

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: * Significativo a 5%; ** significativo a 1%; *** significativo a 0,01%; NS - Não significativo.

No primeiro modelo TVEC envolvendo Cascavel e Campinas o valor encontrado para o parâmetro *threshold*, em módulo, foi de 0,0122941 no período analisado. A partir do parâmetro *threshold* é definido dois regimes. No regime *Down* é definido pelas observações cujo desvio do equilíbrio de longo prazo é inferior a 0,0122941. Em valores financeiros (R\$) utilizando o preço médio do milho em Cascavel (R\$ 24,96), tem-se que desvios inferiores a R\$ 0,04 (preços inferiores a R\$ 24,92) não causam nenhum processo de ajustamento de preços. Com relação a erro equilibrador dos desvios de longo prazo, este não é estatisticamente significativo mostrando que nesse regime os preços se ajustam simultaneamente. Essa região contém 7,4% das observações. No regime *Up* é encontrado as observações na qual os desvios, em módulo, são superiores ao valor do *threshold* de 0,0122941. Assim, em valores financeiros os desvios superiores a R\$ 0,04 (preços superiores a R\$ 25,00) induziram processos de ajustamento de preços. O erro equilibrador nesse regime é estatisticamente significativo a 0,01% e cujo valor encontrado é 0,3109; indicando que a diferença de 31,09% entre os preços de Cascavel e Campinas são corrigidos diariamente em pouco mais de 3 dias. Essa região contém 92,6% das observações.

No segundo modelo envolvendo Dourados e Campinas o valor encontrado para o parâmetro *threshold* foi de 0,014555 no período analisado. Analisando os preços da região de Dourados, no regime *Down* as observações cujo desvio do equilíbrio de longo prazo, em módulo, é inferior a 0,014555. Em valores financeiros (R\$) utilizando o preço médio do milho em Dourados (R\$ 21,74), tem-se que desvios inferiores a R\$ 0,04 (preços inferiores a R\$ 21,70) não causam nenhum processo de ajustamento de preços. Com relação a erro equilibrador dos desvios de longo prazo, este é estatisticamente significativo com valor de 0,4688, mostrando que a diferença de 46,88% entre os preços de Dourados e Campinas são corrigidos em 2 dias. Essa região contém 94,4% das observações. No regime *Up* é encontrado as observações na qual os desvios, em módulo, são superiores ao valor do *threshold* de 0,014555. Assim, em valores financeiros os desvios superiores a R\$ 0,04 (preços superiores a R\$ 21,78) induziram processos de ajustamento de preços. O erro equilibrador nesse regime é estatisticamente significativo a 5% e cujo valor encontrado é 0,6824, indicando que a diferença de 68,24% entre os preços de Dourados e Campinas são corrigidos diariamente em pouco mais de 1 dia. Essa região contém 5,6% das observações.

No terceiro modelo envolvendo Paranaguá e Campinas o valor encontrado para o parâmetro *threshold* foi de -0,0126578 no período analisado. No regime *Down* é encontrado

as observações cujo desvio do equilíbrio de longo prazo, em módulo, é inferior a 0,0126578. Em valores financeiros (R\$) utilizando o preço médio do milho em Paranaguá (R\$ 27,92), tem-se que desvios inferiores a R\$ 0,04 (preços inferiores a R\$ 27,88) não causam nenhum processo de ajustamento de preços. Com relação ao erro equilibrador dos desvios de longo prazo, este é estatisticamente significativo a 1% com valor de 0,6937 mostrando que a diferença de 69,37% entre os preços de Paranaguá e Campinas são corrigidos em menos de 2 dias. Essa região contém 5,8% das observações totais. No regime *Up* é encontrado as observações na qual os desvios, em módulo, são superiores ao valor do *threshold* de 0,0126578. Assim, em valores financeiros os desvios superiores a R\$ 0,04 (preços superiores a R\$ 27,96) induziram processos de ajustamento de preços. O erro equilibrador nesse regime é estatisticamente significativo a 0,01% e cujo valor encontrado é 0,3365, indicando que a diferença de 33,65% entre os preços de Paranaguá e Campinas são corrigidos diariamente em aproximadamente 3 dias. Essa região contém 94,2% das observações.

No quarto modelo envolvendo Passo Fundo e Campinas o valor encontrado para o parâmetro *threshold*, em módulo, foi de 0,009013 no período analisado. Sendo assim, no regime *Down* os desvios do equilíbrio de longo prazo inferior a 0,009013 não induziram processo de ajustamento, ou seja, em valores financeiros, utilizando o preço médio do milho em Passo Fundo (R\$ 27,30), os desvios inferiores a R\$ 0,03 (preços inferiores a R\$ 27,27) não causam nenhum processo de ajustamento de preços. Acerca do erro equilibrador dos desvios de longo prazo, este é estatisticamente significativo a 0,01% com valor de 0,7964, de modo que a diferença de 79,64% entre os preços de Passo Fundo e Campinas são corrigidos em pouca mais de 1 dia. Essa região contém 14,1% das observações totais. Já no regime *Up* os desvios no equilíbrio de longo prazo levaram a um processo de ajustamento, o que significa que os desvios superiores a R\$ 0,03 (preços superiores a R\$ 27,33) induziram processos de ajuste nos preços. O erro equilibrador nesse regime é estatisticamente significativo a 0,01% e cujo valor encontrado é 0,3042, indicando que a diferença de 30,42% entre os preços de Passo Fundo e Campinas são corrigidos diariamente em pouco mais de 3 dias. Essa região contém 85,9% das observações.

No quinto modelo TVEC bivariado envolvendo as regiões de Rio Verde e Campinas o valor encontrado para o parâmetro *threshold*, em módulo, foi de 0,0127183. Assim, levando em conta o preço médio em Rio Verde (R\$ 23,09), tem-se que desvios inferiores a R\$ 0,04 não causam nenhum processo de ajustamento, isto é, valores menores que R\$ 23,05 se

encontram no regime *Down*. Acerca do erro equilibrador, observa-se que é estatisticamente significativo a 1% com valor de 1,1038; o que significa que a diferença de 110,38% entre os preços de Rio Verde e Campinas são corrigidos em menos de 1 dia. Essa região contém 7,6% das observações totais. Já no regime *Up* os desvios no equilíbrio de longo prazo levaram a um processo de ajustamento, ou seja, os desvios superiores a R\$ 0,04 (preços superiores a R\$ 23,13) induziram processos de ajuste nos preços. O erro equilibrador nesse regime é estatisticamente significativo a 0,01% e cujo valor encontrado é 0,4916, indicando que a diferença de 49,16% entre os preços de Rio Verde e Campinas são corrigidos diariamente em aproximadamente 2 dias. Essa região contém 92,4% das observações.

No sexto modelo TVEC bivariado envolvendo as regiões de Sorriso e Campinas o valor encontrado para o parâmetro *threshold*, em módulo, foi de 0,0103794. Assim, levando em conta o preço médio do milho em Sorriso (R\$ 15,98), tem-se que desvios inferiores a R\$ 0,03 não causam nenhum processo de ajustamento, isto é, valores menores que R\$ 15,95 que se encontram no regime *Down*. Acerca do erro equilibrador, nota-se que é não significativo estatisticamente, o que significa que os preços de Sorriso e Campinas se ajustam simultaneamente. Essa região contém 11,9% das observações totais. Já no regime *Up* os desvios no equilíbrio de longo prazo levaram a um processo de ajustamento, ou seja, os desvios superiores a R\$ 0,03 (preços superiores a R\$ 16,01) induziram processos de ajuste nos preços. O erro equilibrador nesse regime é estatisticamente significativo a 0,01% e cujo valor encontrado é 0,5561, indicando que a diferença de 55,61% entre os preços de Sorriso e Campinas são corrigidos diariamente em aproximadamente 2 dias. Essa região contém 88,1% das observações.

No último modelo TVEC bivariado envolvendo as regiões do Triângulo Mineiro e Campinas o valor encontrado para o parâmetro *threshold*, em módulo, foi de 0,0139129. Assim, levando em conta o preço médio do milho no Triângulo Mineiro (R\$ 25,41), tem-se que desvios inferiores a R\$ 0,05 não causam nenhum processo de ajustamento, isto é, valores menores que R\$ 25,36 se encontram no regime *Down*. Acerca do erro equilibrador, observa-se que é estatisticamente significativo a 0,01% com valor de 0,4396; o que significa que a diferença de 43,96% entre os preços do Triângulo Mineiro e Campinas são corrigidos diariamente em pouco mais de 2 dias. Essa região contém 93,6% das observações totais. Já no regime *Up* os desvios no equilíbrio de longo prazo levaram a um processo de ajustamento, ou seja, os desvios superiores a R\$ 0,05 (preços superiores a R\$ 25,46) induziram processos de

ajuste nos preços. O erro equilibrador nesse regime não é estatisticamente significativo, o que significa que os preços no Triângulo Mineiro e Campinas se ajustam simultaneamente. Essa região contém 6,4% das observações.

Os resultados do modelo TVEC com dois regimes mostram que nos mercados de Cascavel, Paranaguá, Passo Fundo, Rio Verde e Sorriso a maioria de suas observações se encontram no regime *Up*, onde ocorrem choques maiores que o valor de *threshold*. Enquanto nos mercado de Dourados e Triângulo Mineiro a maior parte das observações se localizam no regime *Down*, onde os valores inferiores ao *threshold* não induziram a um processo de ajustamento, pois os preços responderam apenas as variações dos preços passados.

Na última coluna da Tabela 17 observam-se os resultados do teste de Hansen e Seo (2002). A hipótese nula é de linearidade e a hipótese alternativa é de não linearidade. Com base nisso é rejeitado a hipótese nula para os mercados de Cascavel, Rio Verde, Sorriso e Triângulo Mineiro, mostram que estes se ajustam melhor ao modelo TVEC. Porém, para os mercados de Dourados, Paranaguá e Passo Fundo não se rejeita a hipótese nula de linearidade.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nos últimos anos o mercado do milho tem apresentado mudanças na estrutura de oferta e demanda. A produção vem crescendo, estimulada pelo aumento da demanda interna e externa, e favorecido pelos aumentos de produtividade, principalmente nas regiões de Centro - Oeste, Sudeste e Sul do País.

O milho é o segundo grão mais cultivado, somente atrás da cultura da soja. Seu principal destino é a indústria de ração animal e para consumo humano, que é bastante utilizado como insumo na produção de cerveja, refrigerantes, farinha, biscoitos, doces, etc.

O objetivo geral do estudo foi analisar a integração de preços no mercado de milho no Brasil. Foram considerados os mercados físicos de Campinas, Cascavel, Paranaguá, Passo Fundo, Rio Verde, Sorriso, Dourados e Triângulo Mineiro, regiões de maior dinâmica na comercialização do milho.

Os testes econométricos foram realizados utilizando preços diários do milho no período de janeiro de 2009 a dezembro de 2016. Buscou-se verificar a ordem de integração das séries, a quantidade de vetores de cointegração existente, a ordem de causalidade e os processos de ajuste de preços no curto e longo prazo.

Os resultados mostram que os preços em todas as regiões analisadas possuem comportamento semelhante. Mostrando uma tendência e dando um indício de que as séries sejam cointegradas.

A identificação de presença de raiz unitária foi feito utilizando o teste ADF e os resultados mostram que as séries de preços são não estacionárias em nível. No entanto, quando se realizou o teste com a primeira diferença, as séries se formaram estacionárias, ou seja, sem a presença de raiz unitária. Dessa forma, integradas de ordem um.

Entre todas as regiões analisadas considerou Campinas como mercado de referência para formação de pares de preços e prosseguir com os testes econométricos. Assim, foi verificado por meio do teste de causalidade de Granger que os mercados possuem bicausalidade, com exceção de Passo Fundo.

O teste de cointegração de Johansen mostrou a presença de ao menos um vetor de cointegração para cada par de preços, indicando uma relação de equilíbrio de longo prazo. Posteriormente, o modelo vetorial de correção de erro mostra que o aumento de preço em Campinas gera um aumento no preço dos demais mercados. De modo inverso, Campinas

reage com diminuição do seu preço quando ocorre um aumento nos preços em outros mercados. Além disso, os desequilíbrios entre os preços são corrigidos diariamente.

O modelo TVEC estimado para cada par de preços identificou um parâmetro *threshold*, indicando presença de custo de transação entre os mercados. Assim, os desequilíbrios de longo prazo existentes são corrigidos num processo de ajustamento de preço que leva em torno de 2 a 3 dias.

Com relação aos regimes de ajustamento, a maior parte das observações para mercados de Dourados e Triângulo Mineiro se encontram no regime *Down*, onde os desvios do equilíbrio de longo prazo são menores que o valor do *threshold*. Enquanto, a maior parte das observações para os mercados de Cascavel, Paranaguá, Passo Fundo, Rio Verde e Sorriso se encontra no regime *Up*. Onde os desequilíbrios de longo prazo são maiores que o valor do *threshold*, situação em que ocorre um processo de ajustamento de preços.

O mercado do milho se mostra bastante integrado com a região de Campinas, pois o custo de transação existente é baixo, sugerindo deslocamento do grão. Dentre as regiões analisadas, Dourados, Triângulo Mineiro e Rio Verde apresentaram um valor *threshold* (custo de transação) maior. Uma provável explicação é que as regiões do Triângulo Mineiro e Rio Verde podem ter uma demanda local significativos, reduzindo o fluxo inter-regiões do grão. Aliás, houve também uma mudança na legislação referente à cobrança do ICMS nas operações de exportação de milho em Goiás, beneficiando o consumo local ao aumentar a tributação sobre o milho exportado. No caso de Dourados é possível que sua produção se destine a outras regiões com alta demanda do grão, como Paraná e Rio Grande do Sul. Em geral, o mercado é bem dinâmico com relação a Campinas, na qual influência de maneira intensiva e rápida as variações de preços em outras regiões.

O estudo de integração de mercado do milho fornece informações importantes sobre o comportamento dos preços e a magnitude dos custos de transação existentes e até que ponto pode interferir na transmissão dos preços entre as regiões. Serve como base na tomada de decisões dos agentes privados e públicos, visando uma maior eficiência do mercado, diminuindo os riscos de preços.

Como sugestão de pesquisas futuras é indicada utilizar um modelo TVEC com três regimes e incluir os preços do milho no mercado internacional, além de estender a análise para outras regiões.

REFERÊNCIAS

ABIMILHO - Associação Brasileira das Indústrias do Milho. **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.abimilho.com.br/estatisticas>>. Acesso em: 12 set. 2016.

_____. **Notícias**. Disponíveis em: <<http://www.abramilho.org.br/noticias.php?cod=3825>>. Acesso em: 18 jul. 2016.

ALVES, J. da S.; LIMA, R. C. Integração e mercados espacialmente separados de etanol no Brasil: uma análise considerando efeitos *threshold*. In: Encontro de economia baiana. 6, 2010, Salvador. **Anais...** Salvador, 2010. 346-368.

ALVES, J. da S. **Transmissão de preços de açúcar e álcool em mercados espacialmente separados no Brasil na presença de custos de transação**. 138 f. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Pernambuco. CCSA. Economia, Recife, 2009.

ALVES, J. DA S. Análise da integração dos mercados de açúcar e etanol no Brasil considerando custos de transação. In: 52º CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL. Goiânia, 2014. **Anais...**, Goiânia, 2014.

ALVES, L. R. A.; BARROS, G. S. C.; BACCHI, M. R. P.; BENDINELLI, W. E. Risco de Base e Casualidade no Mercado de Milho em Grão no Brasil. In: Conferência em Gestão de Risco e Comercialização de Commodities. **Anais...** São Paulo. 2012.

BACEN - Banco central do Brasil. **Vetores auto-regressivos**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2004/06/ri200406b8p.pdf>> Acesso em: 21/05/2015.

BALKE, N. S.; FOMBY, T. B. Threshold cointegration. **International Economic Review**. v. 38, n. 3, p. 627-645, 1997.

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, maio 2007.

BAULCH, B. Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 79, n. 2, p. 477-487, May 1997.

BRASIL. Ministério de Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Projeções do agronegócio: Brasil 2015/16 a 2025/2026**. Assessoria de Gestão Estratégica, Brasília: Mapa/ACS, 2016.

BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage, 2011.

CAIXETA, A. C. D. **Integração e Transmissão de Preços no Mercado Internacional de Algodão**. LXXIII, 73 f.:il. 2016. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Goiás, Escola de Agronomia (EA), Programa de Pós-Graduação em Agronegócio, Goiânia, 2016.

CALDARELLI, C. E.; Bacchi, M. R. P. Fatores de influência no preço do milho no Brasil. **Nova economia**, Abr 2012, vol.22, no.1, p.141-164. ISSN 0103-6351

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.

CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Milho/Cepea: Excedente e depois demanda marcam o ano**. Piracicaba, 5 de janeiro de 2011. Disponível em:<<http://www.cepea.esalq.usp.br/br/releases/release-6720.aspx?pagina=22>>. Acesso em: 14 mar. 2017.

CHIODI, L. **Integração espacial no mercado brasileiro de milho**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

CNA - Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil. **Boletim custos e preços**. Novembro de 2013. Disponível em:<http://www.canaldoprodutor.com.br/sites/default/files/BOLETIM_custos_precos_novembro2013.pdf>. Acesso em: 14 mar. 2017.

COASE, R. H. The nature of the firm. **Economica**, v.4, n. 16, 1937.

_____. The problem of social cost. **Journal of Law and Economics**, Vol. 3, 1960

COELHO, A. B. A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília: v. 42, n. 1, jan/mar. 2004.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento . **Perspectiva para a agropecuária**. Brasília, v.1, 2015.

_____. **Acompanhamento da safra brasileira de grãos: quinto levantamento**. Brasília, v.4, n.5, 2017a.

_____. **Séries históricas**. Disponível em: <www.conab.gov.br>. Acesso em: 27 fev. 2017b.

_____. **Quadro de suprimentos e comércio exterior**. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1538&t=2>> . Acesso em: 27 fev. 2017c.

CUNHA, D. A. **Integração de Preços no Mercado Internacional de Café**. 105 f. 2008. Dissertação (Economia Aplicada) – Pós Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, set. 2008.

CUNHA, C. A. da; SILVA NETO, W. A. da; SCALCO, P. R.; Transmissão assimétrica nos preços do milho: o caso do Centro-Oeste. In: 52º Congresso Brasileiro de Economia, Administração e Sociologia Rural. Goiânia, 2014. **Anais...**, Goiânia, 2014.

CUNHA, C. A. da; SCALCO, P. R.; WANDER, A. E. Custos de transação e comportamento da base para o preço do milho em Rio Verde, GO. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, DF, v. 22, n. 3, p. 88-95, jul./set. 2013.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, 74, p. 427–431, 1979.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Cultivo do milho**. Sistema de produção, 1. ISSN 1679-012X Versão eletrônica – 6ª edição Set./2010.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. John Wiley & sons, fourth edition, 2015.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. **Econometrica**. 55 (2): 251–276., 1987.

FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price analysis. In: Rausser, G. C.; GARDEN, B. L. (Org). **Handbook of Agricultural Economics**, p.971-1025, 2001.

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

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

FREITAS, M. S.; MIRANDA, R. A.; GARCIA, J. C. Análise da evolução dos preços de milho no Brasil. In: XIII seminário nacional: Milho safrinha. 2015, Maringá. **Anais...2015**.

GONZALEZ-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, p. 576-592, 2001.

GOODWIN, B. K.; PIGGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, p. 302 317, 2001.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v. 37, n.3, p. 424-438, ago. 1969.

GREMAUND, A. P. et. al. Manual de macroeconomia: nível básico e nível intermediário/Luiz Martins Lopes, Marco Antônio Sandoval de Vasconcellos (organizadores) – 3. ed. – 2. reimpr. – São Paulo: Atlas, 2009.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princeton University Press, 1994.

HANSEN, B. E; SEO, B. Testing for two-regimes threshold cointegration in vector error-correction models. **Journal of Econometrics**, v.110, n.9, p.293-318, 2002.

IEA - Instituto de Economia Agrícola. Estimativa de oferta e demanda do milho no estado de São Paulo em 2016. **Análises e indicadores do agronegócio**, São Paulo, v.11, n. 8, agosto 2016. Disponível em:< <http://www.iea.sp.gov.br/out/LerTexto.php?codTexto=14148>>. Acesso em: jan. 2017.

IMEA - Instituto Mato Grossense de Economia Agropecuária. **Entendendo o mercado do milho**. Workshop; Jornalismo agropecuário, 2015. Disponível em:< http://www.imea.com.br/upload/pdf/arquivos/Paper_jornalistas_Milho_AO.pdf>. Acesso em: 23 maio 2016.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors, **Journal of Economic Dynamics and Control**, Vol.12, p. 231-254, 1988

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with application to the demand for money. **Oxford Bulletin on Economics and Statistics**, v. 52, n. 1, p. 169-210, 1990.

JUSTEN JUNIOR, A. A.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Eficiência dos mercados da soja no Brasil (2004-2010). **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras: v. 15, n. 2, p. 180-193, 2013.

LI, J. R.; BARRETT, C. B. **Distinguishing between equilibrium and integration in markets analysis**. Working paper 99-8. International Agricultural Trade Research Consortium, 1999.

LOPES, L. M.; VASCONCELLOS, A. S. de. **Manual de Macroeconomia: nível básico e nível intermediário**. 3.ed. 2. Reimpr. São Paulo: Atlas, 2009.

MACHADO, R. G.; WANDER E. A.; ARÊDES, A.; SILVA F, H, F. O Ambiente Institucional Formal e seu Impacto na Competitividade do Sag da Carne Bovina: uma Análise do Programa de Rastreabilidade da Carne Bovina Brasileira. In: 48º CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL. Campo Grande, 2010. **Anais...**, Campo Grande, 2010. p. 132-147.

MATTOS, L. B. **Efeitos de custos de transação sobre a integração espacial de mercados regionais de carne de frango no Brasil**. 162 f. 2008. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, MG, 2008.

MATTOS, L. B.; LIMA, J. E.; LIRIO, V. S. 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**, Brasília, v. 47, n. 1, jan./mar. 2009.

MATTOS, L.B.; LÍRIO, V.S.; LIMA, J.E ; CAMPOS, A.C. Modelos de cointegração com um ou dois limiares: uma aplicação para o preço do frango inteiro resfriado em mercados atacadistas no Brasil. **RESR**, Piracicaba, SP, vol. 48, nº4, p. 597-617, out/dez, 2010.

MÉNARD, C.; SHIRLEY, M. M. **Handbook of new institutional economics**. Springer. Printed in the Netherlands, 2005. p. 41-65.

MEYER, J. Measuring Market integration in the presence of transaction costs: A threshold vector error correction approach. **Agricultural Economics**, V. 31, n. 21, p. 327-334, 2004.

MICHELIN, F. P.; SILVA, F. M.; RUPPENTHAL, J. E. **Análise da eficiência do mercado futuro de milho no brasil**. Ciências Sociais Aplicadas em Revista (Online), v. 12, p. 89-105, 2012.

OLIVEIRA, A. L. R. de.; LOPES, B. F. R. Estratégia logística do milho brasileiro e a pratica da intermodalidade: uma avaliação de rotas selecionadas. **Revista Eletrônica Produção & Engenharia**, v. 7, n. 1, p. 613-622, Jul./Dez. 2015.

OTTO, I. M. C.; NEVES, M. F.; PINTO, M. J. A. **Cadeia produtiva de grãos**. Goiânia: FIEG, 2012.

PANCIANO, N. J.; SOUZA, P. M. REZENDE, A. M. Entraves da Comercialização a Competitividade do Milho Brasileiro. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, n. 104, p. 23-40, jan./jun., 2003. Disponível em: <http://www.ipardes.gov.br/pdf/revista_PR/104/niraldo.pdf>. Acesso em: 13 de setembro de 2016.

PEREIRA, L. R. R. **Integração espacial no mercado brasileiro de boi gordo**. 166 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, 2005.

ROSADO, P. L. **Integração espacial entre os mercados brasileiro de suínos**. 117 f. 2006. Tese (Economia Aplicada) - Pós Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.

SANCHES, A. L. R.; ALVES, L. R. A.; BARROS, G. S. C. Transmissão de preços no mercado brasileiro milho: relações entre regiões domésticas e com mercado externo – jan/2009 a jun/2015. In: 5º Conferência em gestão de risco e comercialização de commodities. **Anais...** São Paulo. 2016.

SEPHTON, P. S. Spatial Market arbitrage and threshold cointegration. **American Agricultural Economics Association**, v. 85, n 4, p. 1041-1046, 2003.

SOUSA, E. P.; BRAGA, M. J.; CUNHA, D. A. Interdependência dos preços do milho no sul brasileiro. **Revista de economia**, v. 36, n. 2 (ano 34), p. 71-90, maio/ago. 2010.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Vector Autoregressions. **Journal of Economic Perspectives**, 15(4): 101-115., 2001.

TARDELLI, B. L. S. Integração espacial da soja escoada do Mato Grosso para o porto de Santos: Uma análise sob custos de transação. In: Encontro Nacional de Economia. 40, 2012, Porto de Galinhas. **Anais...** 2012. p. 1-17.

VERCAMMEN, James. **Agricultural marketing : structural models for price analysis**. New York, NY: Routledge, 2011.

WILLIAMSON, O. E. **The mechanisms of governance**. New York, New York: Oxford University Press, 1996.

ZYLBERSZTAJN, D.; NEVES, M. F. **Economia e negócio agroindustrial**. São Paulo: Pioneira, 2000.

APÊNDICE A

Tabela A.1 - Teste de Q Ljung Box para autocorrelação dos resíduos

Mercados	Defasagens	p - valor
Cascavel	5	0,1929
Dourados	6	0,8071
Paranaguá	5	0,1916
Passo Fundo	11	0,0228
Rio Verde	9	0,2090
Sorriso	5	0,0427
Triângulo Mineiro	11	0,4704

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Hipótese nula é de não autocorrelação. Nível de significância a 1%.

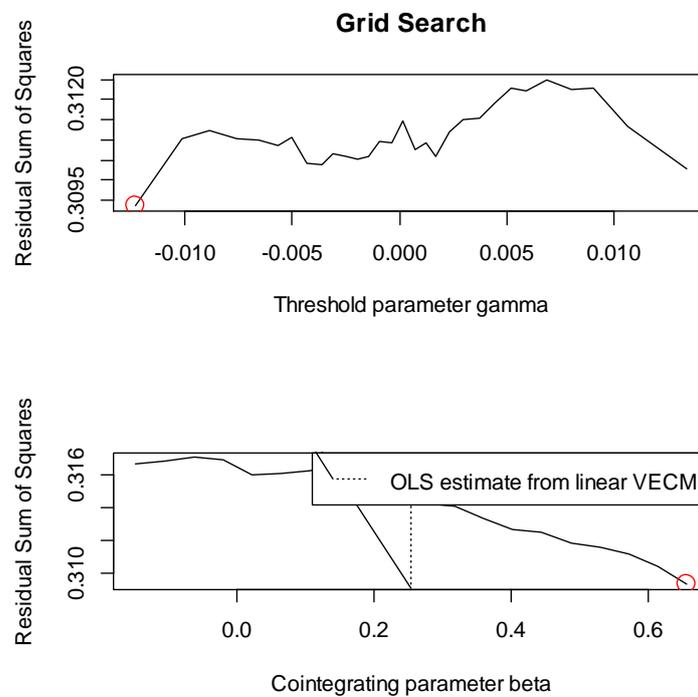


Figura A.1 – Gráfico do modelo TVEC para Cascavel e Campinas

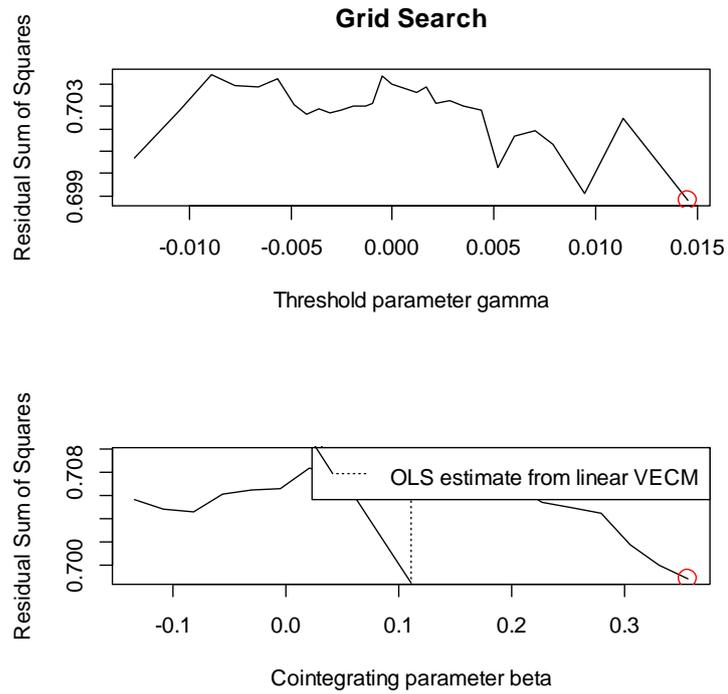


Figura A.2 – Gráfico do modelo TVEC para Dourados e Campinas

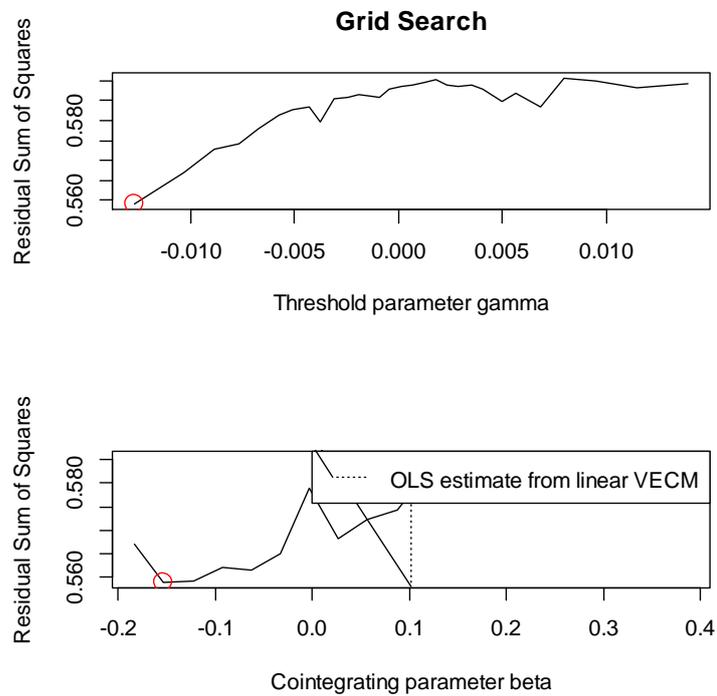


Figura A.3 – Gráfico do modelo TVEC para Paranaguá e Campinas

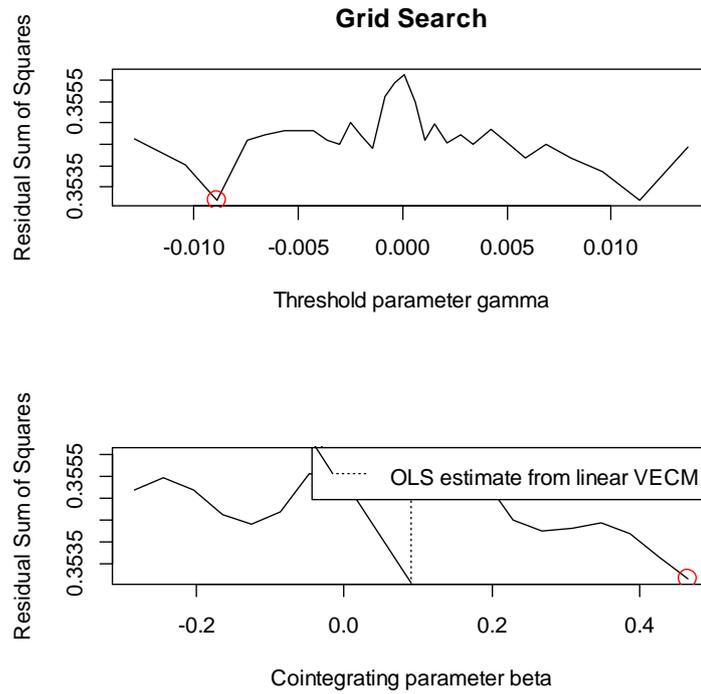


Figura A.4 – Gráfico do modelo TVEC para Passo Fundo e Campinas

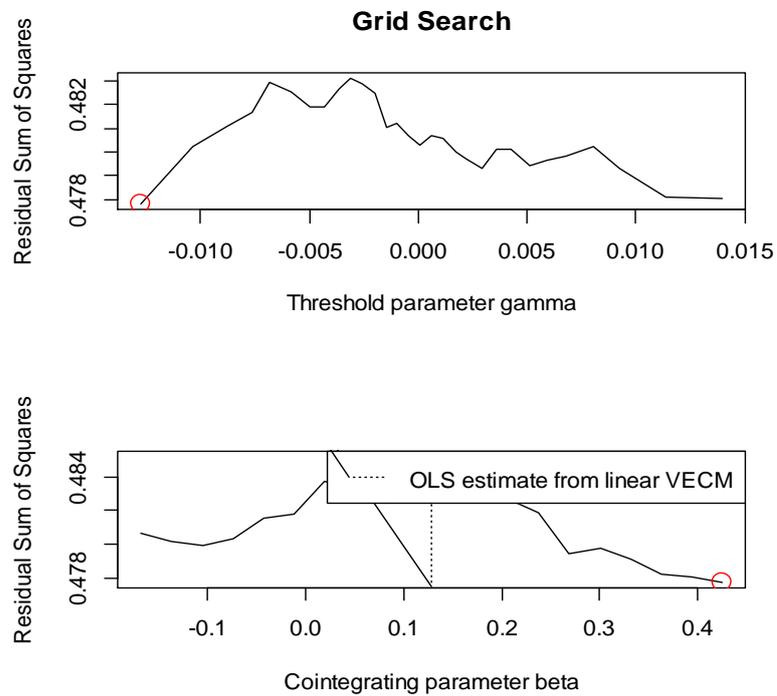


Figura A.5 – Gráfico do modelo TVEC para Rio Verde e Campinas

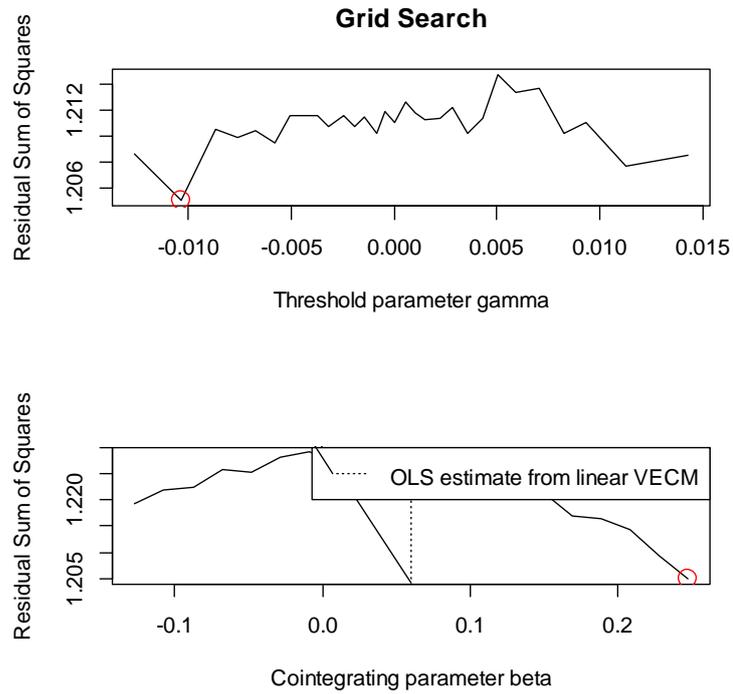


Figura A.6 – Gráfico do modelo TVEC para Sorriso e Campinas

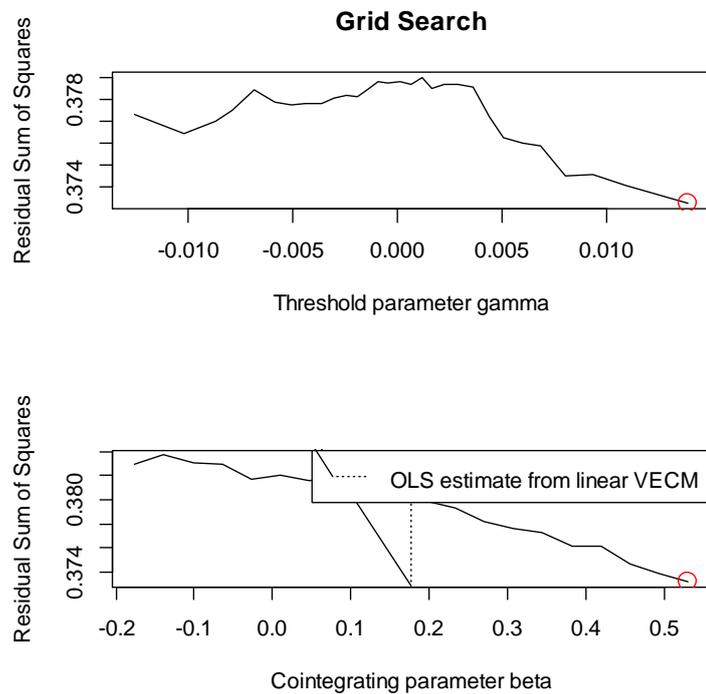


Figura A.7 – Gráfico do modelo TVEC para Triângulo Mineiro e Campinas