



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL

GERRIO DOS SANTOS BARBOSA

ENSAIOS SOBRE PREÇOS DOS PRODUTOS AGRÍCOLAS NO BRASIL

FORTALEZA

2017

GERRIO DOS SANTOS BARBOSA

ENSAIOS SOBRE PREÇOS DOS PRODUTOS AGRÍCOLAS NO BRASIL

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia rural do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia Rural. Área de concentração: Economia Aplicada ao Agronegócio.

Orientador: Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa

FORTALEZA
2017

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- B1e Barbosa, Gerrio dos Santos.
 Ensaio sobre preços dos produtos agrícolas no Brasil / Gerrio dos Santos Barbosa. –
 2017.
 105 f. : il.
- Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências Agrárias, Programa
 de Pós-Graduação em Economia Rural, Fortaleza, 2017.
 Orientação: Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa.
1. Convergência. 2. Threshold Autorregressivo. 3. Lei do Preço Único. 4. tendências comuns. 5.
 ciclos comuns. I. Título.

CDD 338.1

Se me cativas, será único para mim. E, se eu te cativo, serei único para ti. Assim, sentiremos a necessidade um do outro.

O Pequeno Príncipe

GERRIO DOS SANTOS BARBOSA

ENSAIOS SOBRE PREÇOS DOS PRODUTOS AGRÍCOLAS NO BRASIL

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia rural do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia Rural. Área de concentração: Economia Aplicada ao Agronegócio.

Aprovada em ____/____/____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa (Orientador)
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Edward Martins Costa
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Rafael Barros Barbosa
Universidade Federal do Ceará - UFC

AGRADECIMENTOS

Em virtude da naturalidade de minha vida, agradeço primeiro a Deus, nosso grande pai celestial e a Nossa Senhora. Estes me concederam essa passagem maravilhosa na terra.

Consoante, agradeço aos meus pais Candido Alves Barbosa e Maria de Jesus dos Santos, por sempre fornecerem o apoio necessário para minha formação, não só intelectual, mas principalmente, o conhecimento da vida, o caráter e a honestidade, valores estes que não se pode furtar do ser humano. Também cito meus irmãos, Gerson dos Santos Barbosa, Gescilene dos Santos Barbosa e Gerllan dos Santos Barbosa. Meu avô Inácio Barbosa, meus sobrinhos Gledeson, Glenda e Gerson Filho, e por último minha primas e primos Auzenir, Lucinha, Julinha, Renato e Arnaldo.

Grandiosos agradecimentos se fazem necessários ao destino por ter colocado em minha vida a mulher mais cuidadosa, carinhosa e apaixonante que conheci. Meu amor, meu porto seguro, Keyla Ribeiro. Agradecê-la por estar comigo nas minhas angústias, nos meus momentos difíceis e ruins.

Agradeço ao professor Jair Araújo, Edward, Rafael Barbosa e Nicolino por toda atenção, disponibilidade e suporte durante todo o percurso. Ao professor Francisco José Tabosa, pelo suporte e dedicação como orientador.

Agradecer a todos os meus irmãos e colegas de classe, do Mestrado Acadêmico em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará turma de 2015.

Sou grato também, à todos os colaboradores da UFC, funcionários da coordenação, biblioteca e da limpeza, D. Francisca, D. Valda, Sr. Goulart e todos os outros.

E por fim, mas não por último, agradecer à todos os familiares, colegas e amigos que direta ou indiretamente contribuíram de alguma forma para que eu chegasse até aqui e que compreenderam os motivos de todos os momentos em que estive ausente, mas, mesmo assim nunca me abandonaram e a amizade continuou intacta. Em especial à Osmani Felismino, Clézio, Chiquinho Neto, Hilário Leonardo, Gescilene, Netinho, Edson Abílio, Renê Aragão, Bob Nelson, Emanuel de Jesus, Raimundinho da Maria Preta, Domingo Cavalcante, Domingos Filho, equipe da Pizzaria Pakera e da torcida do Palma.

RESUMO

Esta dissertação é constituída por três capítulos. Todavia, ressalta-se que dois capítulos utilizam a mesma fonte de dados, com o intuito de analisar a convergência de preços atacadistas dos produtos hortifrutigranjeiros no mercado de distribuição. Estes usam em sua investigação 37 produtos hortifrutigranjeiros para 16 mercados, entre jan./2007 a jul./2015, com séries de 103 observações. O primeiro capítulo compreende uma abordagem linear, na qual se realizaram os testes de raízes unitárias para dados em painel estimando-se β e σ convergência, adotado nos estudos de Dobado e Marrero (2005); Dreger *et al.* (2007), Wolszczak-Derlacz (2008) e Lindenblatt e Feuerstein (2015). Os resultados indicaram validade da Lei do Preço Único (LPU) para o β -convergência em todos os produtos, enquanto o σ -convergência viola essa hipótese para 33 produtos. O segundo capítulo explanou acerca dos métodos para testes de raízes unitárias com *Threshold Autorregressivos* (TAR) para dados em painel, com ênfase na técnica econométrica elaborada por Beyaert e Camacho (2008) e adaptada para o setor hortifrúti brasileiro por Tabosa, Ferreira e Castelar (2014), que testaram a convergência do tomate nos mercados de preços atacadistas. Diante disso, caso constatada a Lei do Preço Único, diz-se que ocorre convergência dos preços nos diversos mercados analisados, insinuando que os preços convergem para um dado estado estacionário, ou seja, um preço de equilíbrio de longo prazo. Os primeiros testes não rejeitam a hipótese nula de que o modelo a ser estimado seja linear (modelo Evans-Karras). Os resultados apontaram para mercados que convergem no longo prazo, todavia, condicionados aos custos de transação, que podem ser ocasionados pela ineficiência da logística de transportes, legislação dos estados, logística do setor, cambio de informações, subsídios do governo e perecibilidade dos produtos. No último capítulo, a base de dados utilizada foi do *Agrolink*, que apresenta cotações de preços da soja para os estados do Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul, entre mar./2004 e nov./2016, perfazendo um total de 152 observações. Foi utilizada a metodologia desenvolvida por Vahid e Engle (1993), por meio da abordagem de decomposição multivariada de Beveridge-Nelson-Stock-Watson (BNSW). A decomposição testou a presença de dinâmicas comuns de longo e curto prazo, com estimação do Vetor Autorregressivo (VAR). Os resultados indicaram apenas uma tendência comum para os estados produtores de soja, que sugere uma convergência dos preços desses produtos no longo prazo. No curto prazo, foram encontrados dois ciclos comuns entre os estados, o que insinua diferença nas safras desses mercados. O Mato Grosso destaca-se como estado *benchmark*,

pois tem correlação positiva forte com o ciclo comum 1, enquanto o Paraná e o Rio Grande do Sul apresentam correlação negativa com esse ciclo, sugerindo que há uma transição de capital destes para o estado do Mato Grosso.

Palavras-chave: β -convergência. σ -convergência. *Threshold autorregressivo*. Lei do preço único. Tendências comuns. Ciclos comuns.

ABSTRACT

This dissertation consists of three chapters. However, the results obtained with the same data source, in order to analyze a convergence of wholesale prices of vegetables without distribution market. They use 37 horticultural products for 16 markets, covering the period from January 2007 to July 2015, with series of 103 observations. The first chapter comprises a linear approach, a unit root assay test for the balance sheet data and the estimation and the convergence, adopted in the studies of Dobado and Marrero (2005); Dreger *et al.* (2007); Wolszczak-Derlacz (2008) and Lindenblatt and Feuerstein (2015). The results indicate the validity of the Law of One Price for convergence in all products, since convergence violates this hypothesis for 33 products. (2008) and adapted to the Brazilian horticultural sector by Tabosa, Ferreira and Castelar (2008) and adaptation to the Brazilian horticultural sector by Tabosa, Ferreira and Castelar (2014), which tested a convergence of wholesale price markets. Therefore, the process of determining the Law of One Price (LPU), it is said that the convergence of prices occurs in the various markets analyzed, implying that prices converge to a certain steady state, ie a long-term equilibrium price. The tests do not reject the hypothesis that the model was estimated linear (Evans-Karras model). The results point to markets that are not subject to time limits, however, conditioned to transaction costs. In the last chapter, a database provided by *Agrolink*, which presented price quotations for the states of Mato Grosso, Brazil, Paraná and Rio Grande do Sul, with no period from March 2004 to November 2016, for a total of 152 Observations. Using a methodology developed by Vahid and Engle (1993), using the Beveridge-Nelson-Stock-Watson multivariate decomposition approach (BNSW). The decomposition test the presence of common long-term and short-term dynamics, with the Vector Autoregressive (VAR) estimation. The results indicate only a common trend for soybean-producing states, which suggests a convergence of long-term product prices. In the short term, the two cycles common among the states, which insinuate the difference in the crops of the markets. Mato Grosso stands out as a reference state, there is a strong positive correlation with the common cycle 1, while Paraná and Rio Grande do Sul have a negative correlation with this cycle, suggesting that there is a capital transition to the state of Mato Grosso.

Keywords: β -convergence. σ -convergence. Autoregressive *threshold*. Law of One Price. Common trends. Common cycles.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Teste de ciclos comuns.	78
Figura 2 - Ciclos comuns.....	79
Figura 3 - Ciclos individuais.	79

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatística descritiva dos preços no mercado atacadista de alimentos no Brasil. ...	31
Tabela 2 - Estimação do MQG para β -convergência, velocidade de convergência e meia vida.	33
Tabela 3 - Ranking dos cinco produtos com menores e maiores velocidades de convergência.	34
Tabela 4 - Estimação do σ -convergência.	36
Tabela 5 - Estatística descritiva dos preços no mercado atacadista de alimentos no Brasil. ...	55
Tabela 6 - Modelo Linear Evans-Karras para o teste de convergência.	57
Tabela 7 - Teste de estacionariedade com quebra estrutural.	75
Tabela 8 - Teste de Chow para quebra estrutural.	76
Tabela 9 - Teste de cointegração de Johansen, Mosconi e Nielsen (2000).	77
Tabela 10 - Teste de ciclos comuns.	77
Tabela 11 - Correlações das tendências individuais e tendência comum.	79
Tabela 12 - Estatísticas descritivas dos ciclos individuais.	80
Tabela 13 - Correlação entre os ciclos individuais e comuns.	80
Tabela 14 - Causalidade de Granger entre ciclos individuais.	81
Tabela 15 - Causalidade de Granger entre ciclos individuais e comuns.	81

SUMÁRIO

	INTRODUÇÃO GERAL.....	14
	CAPÍTULO 1	16
	CONVERGÊNCIA DE PREÇOS INTRARREGIONAIS: UMA ANÁLISE DOS PRODUTOS HORTIFRUTIGRANJEIROS NO BRASIL	16
1	INTRODUÇÃO	16
2	REVISÃO DA LITERATURA	18
2.1	Convergência de preços no mercado agrícola.....	18
2.2	Lei do preço único internacional.....	21
2.3	Lei do preço único nacional	22
3	METODOLOGIA.....	25
3.1	Testes de Raiz Unitária para Dados em Painel.....	25
3.1	Fisher-Type	25
3.1.2	<i>Levin-Lin-Chu.....</i>	<i>25</i>
3.1.3	<i>Im-Pesaram-Shin.....</i>	<i>26</i>
3.2	β-convergência e σ-convergência.....	27
3.3	Base de dados	30
4	RESULTADOS E DISCUSSÕES	33
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	38
	CAPÍTULO 2	40
	MERCADOS BRASILEIRO DE PRODUTOS AGROPECUÁRIOS: CONVERGÊNCIA REAL E TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA PAINEL TAR	40
1	INTRODUÇÃO	40
2	REVISÃO DA LITERATURA	42
2.1	Métodos Lineares.....	42
2.2	Método <i>Threshold</i> Autorregressivo.....	43
3	BASE DE DADOS	46

4	MODELOS E TESTES ECONOMÉTRICOS	47
4.1	Modelo Linear.....	47
4.2	Modelo não linear	48
4.3	Estimação e testes	50
<i>4.3.1</i>	<i>Teste de Linearidade</i>	<i>51</i>
<i>4.3.2</i>	<i>Testes de Convergência.....</i>	<i>52</i>
5	RESULTADOS E DISCUSSÕES	55
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	60
	CAPÍTULO 3	61
	TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS NO PREÇO DOS PRINCIPAIS ESTADOS PRODUTORES DE SOJA DO BRASIL	61
1	INTRODUÇÃO	61
2	REVISÃO DA LITERATURA	64
2.1 O	Agronegócio no Brasil	64
2.2	Mercado da Soja.....	65
3	METODOLOGIA	69
3.1	Testes de Raiz Unitária	69
3.2	Modelos econométricos	69
3.3	Cointegração – Restrições de Longo Prazo.....	70
3.4	Restrições de Curto Prazo	70
3.5	Decomposição Tendência-Ciclo BNSW.....	71
3.6	Teste de ciclos comuns.....	73
4	RESULTADOS E DISCUSSÕES	75
4.1	Testes de Estacionariedade	75
4.2	Testes de Cointegração.....	75
4.3	Testes de ciclos comuns	77
4.4	Tendências Comuns.....	78
4.5	Ciclos comuns.....	79

5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	82
	CONCLUSÃO GERAL	84
	ANEXOS	93

INTRODUÇÃO GERAL

Uma das grandes problemáticas do planeta é sua capacidade produtiva de abastecimento de alimentos para toda população. Pode ser observado que há um *trade-off* entre a produção de combustíveis (e outros bens que possuem liquidez elevada) e a produção de alimentos. Diante disso, as políticas de melhoramento genético têm avançado na busca de acelerar a produção, o que também é responsável por disseminar algumas doenças devido ao alto uso de bioquímicos.

A agricultura tem uma relação intrínseca com a formação social e econômica do Brasil. Desde a chegada dos portugueses, passou-se por diversos ciclos e transformações, as quais foram pautadas da cana-de-açúcar, até a recente expansão do café e da soja, que continuam na direção da mecanização e modernização, além de ascender o país como uma potência agrícola mundial.

A heterogeneidade estrutural do Brasil impede que os segmentos mais atrasados participem de forma produtiva nos mercados com maior ascensão de crescimento. Decerto, as políticas públicas fracassam no desenvolvimento inclusivo que irão persistir até as disparidades estruturais brasileiras serem superadas. (VIEIRA FILHO; FORNAZIER, 2014).

Neste estudo foram apresentados modelos para captar a dinâmica entre os diversos mercados de produtos agrícolas, principalmente com observação da integração espacial destes mercados e seus possíveis ciclos. Tabosa, Ferreira e Castelar (2014) trabalharam os mercados brasileiros com a intenção de diagnosticar os possíveis custos de transação no mercado de distribuição do tomate. Os autores apontaram para existência dos custos de transportes elevados, indicando como fator preponderante na eficiência distributiva nos mercados de alimentos do Brasil.

No primeiro capítulo primeiro foram realizados os testes de raízes unitárias para dados em painel e estima-se β e σ convergência, adotado nos estudos de Dobado e Marrero (2005), Dreger *et al.* (2007), Wolszczak-Derlacz (2008) e Lindenblatt e Feuerstein (2015). Dessa forma, buscou-se examinar a existência da LPU para os mercados atacadistas de 37 produtos, sendo analisados em 16 mercados.

No segundo capítulo foi realizado teste de raízes unitárias para dados em painel usando uma metodologia não-linear. O modelo utilizado foi o *Threshold* Autorregressivo para captar possíveis limiares no período analisado, que foi desenvolvido por Beyaert e Camacho

(2008), a partir do modelo linear de Evans e Karras (1996). Todavia, os dados coletados neste estudo são os mesmos que foram utilizados no primeiro capítulo.

Quanto ao terceiro capítulo, a base de dados utilizada é do *Agrolink*, que apresenta cotações de preços da soja para os estados do Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul, no período compreendido entre março de 2004 a novembro de 2016, perfazendo um total de 152 observações. Foi utilizada a metodologia desenvolvida por Vahid e Engle (1993), por meio da abordagem de decomposição multivariada de Beveridge-Nelson-Stock-Watson (BNSW). Dessa forma, foram examinadas as dinâmicas de preços da soja no longo e curto prazo.

CAPÍTULO 1

CONVERGÊNCIA DE PREÇOS INTRARREGIONAIS: UMA ANÁLISE DOS PRODUTOS HORTIFRUTIGRANJEIROS NO BRASIL

1 INTRODUÇÃO

O mercado de produtos agropecuários tem forte relevância no contexto socioeconômico mundial. Pesquisadores e formadores de políticas debatem possíveis problemas quanto à oferta de alimentos, em razão da elevada densidade populacional do planeta. Segundo Barrett (2001), a abordagem de convergência é uma relevante ferramenta na transmissão de políticas macroeconômicas na análise de mercados nacionais e/ou internacionais, que surgem de unidades microeconômicas e possibilitam o crescimento econômico por meio das inovações tecnológicas. Diante disso, as integrações dos mercados internos surgem da interdependência entre os preços dos diversos mercados.

No Brasil, alguns estudos empíricos mostram, na maioria das vezes, a convergência dos preços entre mercados e suas relações com o crescimento em longos períodos, como por exemplo, Mayorga *et al.* (2007); Mayorga *et al.* (2009); Figueiredo *et al.* (2010); Aguiar e Figueiredo (2011); Soares *et al.* (2012); Figueiredo, Souza-Filho e Paullilo (2013); Tabosa, Irffi e Penna (2014); Tabosa, Ferreira e Castelar (2014). Na literatura internacional, destacam-se os recentes estudos realizados por Dreger *et al.* (2007); Cioffi, Gaetano e Damiano (2011); Lindenblatt e Feuerstein (2015) e García-Hiernaux, Guerrero e McAleer (2015).

O presente estudo examina a validação da Lei do Preço Único (LPU) para os mercados atacadistas de produtos hortifrutigranjeiros no Brasil. Desta forma, questiona-se a existência de convergência no longo prazo para cada produto analisado. Esta indagação será testada pelo exercício de convergência absoluta. Ademais, os mercados de competição perfeita que não se encontram custos de transportes, informações assimétricas, barreiras comerciais (por exemplo, tarifas) e produtos semelhantes negociados em locais diferentes devem ser vendidos por preço único quando estes são expressos na mesma moeda. Portanto, ao analisar mercados sob mesma legislação, pode-se afirmar que estes são homogêneos.

Conforme a literatura, os testes de β e σ convergência são extensivamente realizados na forma absoluta e condicional. Na forma absoluta, os mercados devem ser homogêneos, convergindo para estados estacionários idênticos. No aspecto condicional, a

convergência é atenuada as características dos indivíduos, destacando-se os fatores econômicos, institucionais, tecnológicos, entre outros, que proporcionam o alcance de múltiplos estados estacionários.

Nesse contexto, aponta-se: Friedman (1992); Barro e Sala-I-Martin (1991, 1992); Islam (2003); Dobado e Marrero (2005); Dreger *et al.* (2007); Wolszczak-Derlacz (2008); Pfaffermayr (2009); Egger e Pfaffermayr (2009) e Lindenblatt e Feuerstein (2015). Eles explicavam que, para testar a convergência é necessário apresentar-se reversão à média por meio do β -convergência, caso contrário, deve-se investigar o σ -convergência, ou seja, se de fato a variação diminuiu entre dois pontos no tempo. No Brasil, estudos realizados por Spohr e Freitas (2011) e Penna e Linhares (2013a; 2013b) analisaram essas técnicas e suas controvérsias, direcionadas para o PIB agropecuário per capita brasileiro.

Diante do exposto, o objetivo deste trabalho é determinar a existência da convergência de preços nos 37 produtos para os 16 centros analisados no Brasil. Os métodos utilizados foram testes de raízes unitárias para dados em painel β e σ convergência absoluta, que examinam a LPU. Consoante, testam-se taxas de crescimento dos preços (β -convergência) e sua dispersão (σ -convergência) no tempo. A contribuição empírica do estudo situa-se na compreensão do comportamento dos preços em longos períodos para mercados de produtos agropecuários, observada a validação ou violação da Lei do Preço Único. Ressalta-se que não há na literatura nacional estudos usando as metodologias β e σ convergência para os preços de produtos da agropecuária, além da quantidade de mercadorias analisadas.

O presente artigo será composto por esta introdução e mais cinco seções. A segunda seção mostrará breve revisão da literatura sobre a convergência dos mercados atacadistas de produtos agropecuários. A terceira discorrerá sobre a fonte dos dados, estatística descritiva e os métodos econométricos aplicados. Na quarta seção, serão apresentadas as discussões dos resultados estimados de β e σ convergência. Já a seção quinta é dedicada às considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Convergência de preços no mercado agrícola

O estudo de Hotelling (1929) é apontado em Bukenya e Labys (2005) e Tabosa, Ferreira e Castelar (2014) como pioneiro nas pesquisas de concorrência imperfeita e das teorias espaciais sobre discriminações dos preços. Os processos de arbitragem dos preços espaciais formalizaram-se no equilíbrio em mais de dois mercados, segundo Enke (1951) e Samuelson (1952). Assim, as dispersões espaciais dos preços estavam intrinsicamente relacionadas às teorias do comércio internacional.

Samuelson (1952) utilizou o princípio de Heckscher-Ohlin para elaborar o problema de equalização de preços dos fatores. Destarte, um nível crescente de integrações dos mercados são condições essenciais para a livre mobilidade dos fatores de produção. Mattos *et al.* (2009) explicaram que, não havia um consenso entre os pesquisadores na apreciação de um conceito único sobre “integração de mercado”. Enquanto Mayorga (2007) explanou que os primeiros estudos sobre transmissão de preços e integrações dos mercados utilizavam análises de correlações e regressões simples, que conferem um caráter estático às análises.

Com relação a integração dos mercados, estes estariam estreitamente integrados em diferentes locais caso seus preços produzissem pequenos movimentos, ou seja, poderiam aferir maior integração quando as diferenças entre os preços fossem menores. À vista disso, tem-se a necessidade de melhorar as condições competitivas, mobilidade de transportes, perfeitas informações e/ou ausência de barreiras à entrada. (STIGLER E SHERWIN, 1985).

A análise de cointegração não modifica o surgimento da integração embasada por meio dos movimentos de preços, sem que os custos de transações sejam usados como referências. Os custos restringem as transmissões de preços e a possibilidade de integração entre os mercados. Desta forma, as transmissões ocorrem somente com ganhos de arbitragem superiores aos custos de transações. (BAULCH, 1997).

Nos trabalhos realizados até 1990, a convergência dos preços era pensada como β -convergência. Contudo, havia na literatura, a discussão de que não era suficiente para dissipar a convergência dos preços decrescentes entre países. Portanto, analisar o β -convergência era necessário, mas não implicava na redução da dispersão ao longo dos anos analisados, que seria uma condição suficiente para encontrar σ -convergência. (BARRO e SALA I MARTIN, 1995; CARREE E KLOMP, 1997).

Mayorga (1989) e Tabosa *et al.* (2004) usaram testes de causalidade de Granger (1969) e encontraram a existência de relações de interdependência dos mercados de tomate no atacado, na região nordeste brasileira. Eles concluíram integração nas unidades distribuidoras de Fortaleza e Ibiapaba, ambas no Ceará. Similar, Mayorga *et al.* (2009) mostraram que a capital cearense influenciava os mercados de Ibiapaba, Recife (PE) e Salvador (BA).

No mercado algodoeiro brasileiro, no período compreendido entre janeiro de 1982 e setembro de 2001, Coelho (2002) realizou o teste de raiz unitária e cointegração. Dessa forma, constatou-se a existência de integração de preços no mercado interno e externo brasileiro. Usando o teste de causalidade de Granger em blocos para analisar os preços do tomate nos diversos mercados atacadistas, usando séries da primeira semana de janeiro/2004 a última semana de fevereiro/2009, Tabosa, Ferreira e Castelar (2014) apontaram significância em 1%, que a cidade de São Paulo foi o único centro distribuidor de tomate que não sofreu choques de preços ocorridos em outros mercados.

O modelo de Padilla-Bernal *et al.* (2003) analisou o mercado de tomate fresco nos Estados Unidos e México, explorando os preços, os custos de transação e fluxos comerciais, que permitiram distinguir integração e equilíbrio de mercado, entre janeiro de 1995 a dezembro de 1999, semanalmente. Dessa forma, apontou-se para um desequilíbrio nos mercados de tomate que direcionavam os produtores americanos para praticarem menores preços, obterem baixos lucros e incorrerem em perdas nos mercados domésticos por conta dos mexicanos negociarem seus produtos aos preços inferiores aos de mercado.

Mattos *et al.* (2009) abordaram a integração no mercado de boi gordo entre os estados de São Paulo e Minas Gerais. Utilizaram o método *threshold* sem testarem as quantidades de regimes para os ajustes nos preços. Da mesma forma, foram pesquisados diferentes mercados regionais do frango no Brasil, no período de Janeiro de 1998 a Junho de 2007. Os autores empregaram as técnicas de cointegração *threshold* com determinação do número de regimes estatisticamente indicados para diferentes mercados regionais. Os resultados mostraram que os modelos com dois regimes se ajustaram melhor para um grupo de mercados, enquanto para os demais mercados, os melhores ajustes foram os modelos com três regimes. Com relação aos custos de transação, recorreram às técnicas de maior relevância, tendo em vista, que foram quase sempre negligenciados, sendo responsáveis por reconhecerem as influências destes custos sobre as ligações econômicas nos mercados espacialmente separados.

Com intuito de analisar a transmissão de preços entre os exportadores de amêndoa da castanha do caju e produtores de castanha de caju em casca no Brasil, no período de agosto

de 1998 a agosto de 2008, Figueiredo *et al.* (2010) testaram as causalidades e estimaram as elasticidades de transmissão de preços. Os resultados indicaram causalidades de preços dos exportadores nos preços recebidos pelos produtores, no entanto, não apresentaram causalidades dos preços dos produtores com influência nos preços exportados de castanha. Por fim, as elasticidades demonstraram uma transmissão de 26,7%, tanto para elevações, quanto para baixas de preços.

De forma semelhante, Adami e Miranda (2011) avaliaram a dinâmica de formação de preços do arroz nos estados do Rio Grande do Sul (RS) e Mato Grosso (MT), no período entre agosto/1999 a junho/2010. Os testes de causalidades de Granger indicaram que os preços do RS foram importantes nas previsões de preços do MT. Estimaram o modelo de transferência de correção dos erros para MT, que respondeu aos seguintes impactos: para cada 1% de aumento na taxa de crescimento dos preços no RS, essa mesma taxa em MT tinha, em média, um aumento de 0,44% no período contemporâneo e 0,17% com um período de defasagem. Concluíram que, ao elevar as taxas de crescimento dos preços no RS, os preços no MT eram sentidos no período atual e em menor magnitude no período posterior.

No estado de São Paulo, Aguiar e Figueiredo (2011) utilizaram preços médios mensais aos produtores, no atacado e varejo, de 1989 a novembro de 2008, exceto para o feijão, que iniciou em abril de 1993. As mercadorias analisadas foram o arroz, feijão, carne bovina, carne suína, carne de frango, ovos, queijo minas e óleo de soja. O teste de causalidade apontou para fortes participações dos produtores do atacado na formação de preços, que decorreram das características estruturais do mercado e do elevado nível de especialização, pois os atacadistas operavam apenas um tipo de produto e, assim, absorviam mais informações que os produtores e varejistas.

A convergência dos preços nos mercados europeus foi observada por Lindenblatt e Feuerstein (2015), após serem incorporados os novos membros à União Europeia, em 2004. Foi o primeiro estudo sobre convergência visando o preço de varejo de mais de 400 produtos a um nível desagregado, para os velhos membros (EU15) e para os novos membros da Europa Central e Oriental (EU8). Os autores aplicaram ainda o método σ -convergência de Egger e Pfaffermayr (2009), sendo que os resultados apresentaram divergências nos preços em todos os períodos que antecederam as adesões de novos membros na União Europeia, no entanto, tais preços, convergiram em anos posteriores às adesões. Com a decomposição das variações dos preços, asseguraram que havia um processo de convergência dentro da União Europeia, impulsionado pelas dinâmicas da EU8. O efeito principal é a convergência da EU8 e EU15.

Kim e Ryu (2015) investigaram velocidade de convergência nos países desenvolvidos (G7). Aplicaram modelos estocásticos não paramétricos e não lineares, de dezembro de 1969 a fevereiro de 2015. Adotaram as seguintes noções estatísticas: memória curta na média (*short memory in mean-SMM*) e memória curta na distribuição (*short memory in distribution-SMD*). Os resultados apontaram evidências de convergência dos preços das ações na França, Alemanha, Reino Unido e Estados Unidos. Já Canadá, Itália e Japão resultaram em evidências limitadas de convergência.

Lindenblatt e Feuerstein (2015) captaram disparidades de preços de produtos similares no mercado único da Europa, anterior à adesão (2001-2013), que justificaram pelas diferenças nos custos e/ou correspondentes às alterações nos preços globais, os quais deveriam diminuir em longos períodos de tempo, conforme as integrações contínuas dos mercados elevassem a convergência dos preços.

2.2 Lei do preço único internacional

Essa teoria econômica estabelece que os preços de títulos, mercadorias, serviços ou ativos possuam o mesmo preço quando as taxas de câmbio são levadas em consideração. A LPU é uma outra forma de mostrar a Paridade Poder de Compra (PPC). Com relação aos *commodities*, os custos de transportes das mercadorias são incluídos, resultando em preços diferentes de uma mesma mercadoria separada espacialmente.

Os produtos agrícolas têm sido corriqueiramente testado para LPU. A definição da LPU Segundo Isard (1977) é possível pela arbitragem no mercado de *commodities*, que assegura um preço único para cada bem, definido na paridade da moeda, em qualquer lugar do mundo. Por conseguinte, Facker e Goodwin (2001) destacaram os custos de transação, salientando que, caso sejam desconsiderados esses custos, apresenta-se um preço único para bens de mercados regionais ligados pelo comércio e arbitragem. Por fim, definiram a Versão Fraca da LPU, que determina que a diferença de preços em dois locais separados deve ser menor ou igual ao custo de transferir esse bem da região com menor preço para região com maior preço. Já a “Versão Forte da LPU” é conhecida como condição de arbitragem espacial, que precisa ser mantida nas condições de igualdade. Dessa maneira, a ocorrência de arbitragem reduzira os preços entre os mercados até igualar ao valor dos custos de transação.

Barbosa (2014) explica que a LPU como parte integrante da literatura que estabelece a PPC entre duas economias, em suas duas formas: absoluta e relativa. Na primeira, afirma que o preço de bens mensurados em moeda doméstica e do exterior deveriam

ser iguais. Na segunda versão, explica que disparidades na inflação de dois países devem ser compensados por desvios na taxa de câmbio.

Pesquisa realizada no México, com produtos do setor de alimentos, da saúde e de beleza, perfazendo o período semanal de 2001 a 2011, Elberg (2015) utilizou um conjunto de dados altamente desagregados para observar o impacto do “*sticky prices*” (preços rígidos) na volatilidade e na persistência da LPU. Os resultados apontaram que a volatilidade dos desvios da LPU aumentou tanto na distância física que se separa dois locais como do grau de rigidez de preço. Os preços rígidos foram sistematicamente relacionados a persistência de desvios da LPU: meia-vida de desvios da LPU são sistematicamente maiores para produtos com preços mais rígidos.

Em perspectiva histórica, García-Hiernaux, Guerrero e McAleer (2015) desenvolveram modelos para o mercado de preço nominal, que eram equivalentes entre a LPU, mercado integrado e preço de convergência em distribuição. Chegaram os autores a duas conclusões: a primeira apontou para o mercado de grãos doméstico nos EUA, o qual foi mais integrado no século XIX. Em segundo lugar, a união europeia alcançou taxas de convergências no longo prazo, no entanto, fracassou em sua convergência na média, variância e distribuição.

2.3 Lei do preço único nacional

Os mercados integrados surgem da existência de pequenos movimentos em seus preços. Além disso, quanto melhores forem as condições de concorrência perfeita nos mercados, pode-se admitir que há melhoramento no fluxo das mercadorias pela facilidade de transportes e informações perfeitas intra-mercados.

Enquanto isso, o custo de transação possui tendência de crescimento com a distância física entre mercados, com o tempo de transferência de informações, e com outros fatores que impedem o fluxo entre localidades (MATTOS, 2008).

Embora não se tenha um consenso teórico sobre qual estrutura ou quais instrumentos geram as condições necessárias para existência da integração entre os mercados, a LPU mostra o comportamento esperado dos preços sob essa realidade, que independe da teoria aplicada a essa problemática (TABOSA, FERREIRA E CASTELAR, 2014).

Analisando a integração entre mercados, Nogueira, Aguiar e Lima (2005) analisaram os dois principais mercados produtores de café arábica do Brasil. Os métodos

empregados foram o Dickey-Fuller Aumentado e Cointegração de Johansen. As respostas da pesquisa apontaram integração espacial entre os mercados de Minas Gerias e São Paulo. Ou seja, choques aleatórios de oferta ou de demanda nesses mercados influenciam outros mercados. Ademais, ao aplicarem Causalidade de Granger constataram que a região do cerrado de Minas causou os preços das demais regiões. Tal comprovação é contraditória, dado que que o Sul de Minas é uma das maiores produtoras e exportadoras de café arábica do Brasil, esperava-se que essa região iniciasse as variações de preços. Diante dos resultados, os mercados apresentaram eficiência e velocidade das informações, que permitiam a funcionalidade da arbitragem e da LPU.

No mesmo sentido, Silva e Margarido (2009) mostraram que, as elasticidades de transmissões de preços nos mercados da mandioca nos estados de São Paulo e Paraná apresentaram integração no longo prazo, que valida a LPU. Desse modo, o mecanismo de arbitragem funcionava para os dois mercados observados.

Por outro lado, os mercados de algodão brasileiro e estrangeiro foram explorados por Sousa e Campo (2009), que concluíram relação de integração dos preços médios no longo prazo, tanto para o mercado interno como externo. No entanto, rejeitou-se a hipótese de perfeita integração dos mercados, que transgrediu a LPU para o setor algodoeiro nessa amostra.

Tabosa, Ferreira e Castelar (2014) exploraram os modelos de convergência para LPU, nos mercados sem custos de transação versus aqueles com custos de transação, para os mercados atacadistas de tomate brasileiro. Os resultados atestaram que os custos são significantes, assim, evidenciou-se um processo de integração entre mercados atacadistas de tomate com custos de transação.

Da mesma forma, no mercado de mel natural brasileiro, Costa Júnior *et al.* (2015) analisaram os modelos de cointegração com *Threshold* Autorregressivo e *momentum Threshold* Autorregressivo, com dados do período mensal de 2002 a 2011. O estudo considerou os custos de transação, os quais influenciaram na interação espacial entre os mercados observados (Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Piauí, Ceará e São Paulo), que representam cerca de 87,6% das exportações brasileira em 2010. Consequente, concluiu-se que mesmo havendo assimetrias, as magnitudes dos valores dos *threshold* foram relativamente baixas. Com isso, não comprometeram a integração nestes mercados.

Na análise de longo prazo para o preço do etanol, Moraes e Bacchi (2016) explicaram que os preços em diferentes mercados têm seus caminhos temporais ligados, embora ocorra alguns movimentos não combinados no curto prazo. Nessa acepção,

considerou-se uma análise de integração dos mercados ou de uma LPU fraca. Utilizou a metodologia de cointegração de Jonhansen e testes sobre o parâmetro de beta e sigma do vetor de cointegração, perfazendo dados mensais de 2008 a 2013. As indicações da pesquisa mostraram os estados de São Paulo, Paraná, Minas Gerais e Goiás como mercados perfeitamente integrados entre si. Da mesma forma, os estados da região Norte-Nordeste.

3 METODOLOGIA

3.1 Testes de Raiz Unitária para Dados em Painel

Um conceito fundamental para análise de dados temporais é o de estacionariedade. Uma série é considerada fracamente estacionária quando sua média, variância e autocovariâncias são bem definidas e independentes do tempo. De forma semelhante, são aplicados para dados em painel. Dito isto, o presente estudo analisará os seguintes testes de raiz unitária: Fisher-Type, Levin-Lin-Chu (LLC) e Im-Pesaram-Shin (IPS).

3.1.1 Fisher-Type

Esse teste é proposto sob suposições prevista anteriormente por outros testes. Primeiro, pode ter números finitos ou infinitos no grupo de dados. Segundo, assume-se que cada grupo tem diferentes grupos de componentes estocásticos e não estocásticos. Terceiro, o alcance das séries de tempo para os grupos são assumidos como sendo todos diferentes. Quarto, é possível que alguns grupos tenham raiz unitária e outros não, o que não é tratado em testes anteriores.

O teste combina p-valores de teste de raiz unitária aplicado a cada grupo para dados em painel. O teste Fisher foi proposto nos estudos de Maddala e Wu (1999) e Choi (2001), que verificava a existência de raiz unitária em determinada série de tempo. Entretanto, os testes do tipo Fisher (*Fisher-ADF* e *Fisher-PP*) podem incorporar na sua análise dados em painel que sejam desbalanceados.

Dessa forma, a realização do teste de Fisher consiste em ter N testes de raiz unitária para cada corte transversal do painel, obtendo o respectivo p -valor de cada seção transversal. A partir dos resultados p -valores é desenvolvido a estatística dos teste utilizada. Ao considerar π_i como sendo o valor p -valor do i -ésimo corte transversal, o teste estatístico definido por Fisher será representado por:

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln(\pi_i)$$

3.1.2 Levin-Lin-Chu

Considera um agrupamento de dados de séries temporais e corte transversal para testar a hipótese de raiz unitária. O modelo determina que o processo estocástico $\{y_{it}\}$ seja integrado para cada indivíduo no painel. Assim como no caso simples, a regressão individual

pode incluir um intercepto e uma tendência de tempo. Ademais, assume-se que todos os indivíduos do painel apresentam autocorrelação parcial de primeira ordem idêntica e independência *cross-section*. Entretanto, todos os outros parâmetros do processo do erro podem variar livremente entre os indivíduos. O teste aplicado no presente estudo segue o modelo desenvolvido por Levin, Lin e Chu (2002), conhecido como LLC:

$$\Delta y_{it} = \alpha_{mi} d_{mt} + \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{P_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + \xi_{it}$$

onde d_{mt} indica os vetores de variáveis determinísticas e α_{mi} indica o correspondente vetor de coeficientes para um modelo particular $m = 1, 2, 3$. Na equação $n = 1, 2, \dots, N$ representam as unidades econômicas (corte transversal), $t = 1, 2, \dots, T$ os períodos de tempo e P_i o número de defasagens suficientes para que os resíduos sejam não correlacionados, que pode ser detectado por meio dos critérios de informações (os mais utilizados são os de Akaike, e Schwars). Com relação ao processo do erro, pode-se estabelecer que é distribuído independentemente entre os indivíduos e segue um processo estacionário ARMA invertível, $\xi_{it} = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{ij} \xi_{it-1} + \varepsilon_{it}$, para cada corte transversal.

O procedimento de painel realiza o teste da hipótese nula, $H_0: \delta = 0$ e $\alpha_{mi} = 0$, para todo i , contra a hipótese alternativa $H_1: \delta < 0$ e $\alpha_{mi} \in \mathbb{R}$. A hipótese nula exclui a possibilidade de raiz unitária e tendência de tempo, enquanto a alternativa indica uma possível estacionariedade dos dados. Portanto, esse teste considera a existência de um processo de raiz unitária comum entre os cortes transversais, dessa forma, os parâmetros autorregressivos do teste sejam idênticos, ou seja, $\delta = \delta_i$.

Semelhante as séries temporais simples, se os elementos determinísticos (intercepto e/ou tendência) estejam presente no painel, mas não incluídos no processo de regressão, o teste de raiz unitária será inconsistente. Por outro lado, se os elementos determinísticos forem incluídos na regressão, mas não estiverem nos dados observados, a força estatística do teste será reduzida.

3.1.3 Im-Pesaram-Shin

O teste LLC está sujeito a duas limitações. A primeira, apresenta-se na suposição de dependência dos entre indivíduos (ou cortes transversais), não interessando a presença de

correlação serial entres estes. A segunda, os parâmetros autorregressivos são tratados como idênticos em todo o painel.

Diante disso, Im, Pesaram e Shim (2003) propuseram um teste para dados em painel que permite a variação nos parâmetros autorregressivos entre as unidades de corte transversal e a existência de resíduos autocorrelacionados.

O teste Im, Pesaram e Shin (2003), ou simplesmente IPS, se baseia nos modelos Dickey-Fuller (DF) e Dickey Fuller Aumentado (ADF), modificados para representar o painel:

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (00)$$

onde os valores iniciais, y_{i0} , é conhecido. O interesse é testar a hipótese nula de raiz unitária $\phi_i = 1$ para todo i . Ademais, a expressão (00) pode ser expressa como:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

onde $\alpha_i = (1 - \phi_i)\mu_i$, $\beta_i = -(1 - \phi_i)$ e $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$. Assim, a hipótese nula do teste de raiz unitária será:

$H_0: \beta_i = 0$ para todo i contra a alternativa

$H_1: \beta_i < 0, i = 1, 2, \dots, N_1, \beta_i = 0, \text{ para todo } i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N.$

O teste IPS (2003) calcula individualmente o teste de raiz unitária para cada seção transversal N e define sua estatística de teste a ser utilizada pela hipótese nula, t -bar ou W , por meio da média das estatísticas ADF individuais, t_{iT} , como:

$$\bar{t}_{NT} = N^{-1}(\sum_{i=1}^N t_{iT})$$

3.2 β -convergência e σ -convergência

Uma questão central em torno da qual a literatura recente do crescimento tem evoluído é o estudo de convergência. Neste, busca-se compreender se os níveis de preços nos mercados convergem para um preço médio único. No determinado contexto, Islam (2003) explicou que, quando as regiões são do mesmo país, supõe-se estado estacionário idêntico nas

unidades da federação. Desta forma, a convergência absoluta apresenta-se com maior robustez.

O conceito de β -convergência refere-se à reversão à média, postulando em sua forma absoluta, que regiões pobres (com baixa renda ou baixa produtividade) experimentarão um crescimento de renda ou produtividade mais rápida. Assim, mercados com menores preços convergem em longos períodos para alcançarem os níveis de preços superiores dos outros mercados. Por outro lado, a forma condicional, afirma que economias parecem convergir para seu próprio estado estacionário determinadas por suas idiosincrasias.

O σ -convergência implica na redução da variância dos níveis de preços, examinados nas séries temporais. Na mesma perspectiva, β -convergência mede a locomoção dos mercados dentro da distribuição, que investiga a convergência de estruturas com menores preços para aquelas com preços elevados. Portanto, o estudo avalia uma contração na disparidade entre os preços, nos diversos mercados de distribuição de produtos agropecuários. Barro e Sala-I-Martin (1995) evidenciaram que ambos os conceitos revelam a Lei do Preço Único em condições de longo prazo.

Penna e Linhares (2013b) explicaram as controvérsias na abordagem de convergência com relação às análises de séries temporais e *cross-section*. A análise *cross-section* tem como fundamentação a hipótese de β -convergência, enquanto a série temporal apresenta análise de σ -convergência. Contudo, o modelo que será examinado na estimação de convergência para os preços de produtos agropecuários exibe uma combinação de corte transversal e séries de tempo. Portanto, podem ser aplicados os dois conceitos supramencionados.

Nesta análise, β -convergência absoluto é construído sobre uma relação negativa entre o nível de preço inicial e o aumento do preço subsequente. Desta forma, o nível de preço inicial será usado para explicar mudanças subsequentes nas medidas dos preços, utilizando uma estimação em primeira diferença, com o preço em logaritmo natural. Nesse contexto, o modelo é estimado similarmente a Dobado e Marrero (2005); Dreger *et al.* (2007); Wolszczak-Derlacz (2008) e Lindenblatt e Feuerstein (2015):

$$\Delta \ln P_{i,t}^k = \alpha_i - \beta \ln P_{i,t-j}^k + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

onde, i é o índice para cada mercado, t apresenta o período e k é cada produto observado. A expressão $\Delta \ln P_{i,t}^k = \ln(p_{i,t}^k - p_{i,t-1}^k)$ representa a diferença de preços em logaritmo natural

do mercado i no tempo t , α_i é o efeito fixo de cada mercado observado por produto, β é o parâmetro a ser analisado, $\ln P_{i,t-j}^k$ é o logaritmo natural do preço do mercado i no período defasado, $t - j$. Por fim, $\varepsilon_{i,t}$ indica o termo de erro aleatório de cada indivíduo i no período t .

O período de defasagem $j = 1$ é empregado. Assim, será construída a equação:

$$\ln P_{i,t}^k = \alpha_i + (1 - \beta) \ln P_{i,t-1}^k + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Em particular, revelam-se dois parâmetros dos resultados das regressões, a velocidade de convergência e o meia vida, respectivamente:

$$\lambda = -\ln(1 - \beta) \quad (5) \quad \tau = -\ln 0.5 / \lambda \quad (6)$$

onde λ é o tempo que o mercado levará para se aproximar do seu estado estacionário e o meia vida, τ , mede em indicadores mensais quão longos levarão para choques unitários diminuir a distância que separa um mercado com menores preços em relação aos mercados que possuem preços elevados. No caso de grandes ordens autorregressivas, o valor absoluto do coeficiente de primeira ordem é uma aproximação apropriada para obter medidas para velocidade de convergência e o meia vida. De acordo com a estrutura da regressão do modelo, é possível a presença de heterocedasticidade e autocorrelação. Dessa forma, utiliza-se o método de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), que possibilita a correção dos estimadores, de forma a encontrar variância mínima e não viés nos coeficientes.

O método σ -convergência é testado conforme expressão:

$$disp_t = \psi_1 + \psi_2 tend + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde $disp_t$ representa a medida de dispersão, neste sentido, uma média aritmética dos desvios médios dos pontos de dados, a partir da sua média em logaritmos, ou seja, $(1/T) \sum \ln(p/\bar{p})$. Já os parâmetros ψ_1 e ψ_2 representam, respectivamente, o intercepto da equação e o coeficiente angular, e ε_t representa o termo de erro aleatório.

Da mesma forma que os modelos estimados afirmam β -convergência, por meio do coeficiente β negativo, sendo que os modelos σ -convergência serão verificados se $\psi_2 < 0$. Deste modo, espera-se que a variância do logaritmo dos preços de cada produto reduza ao

longo do tempo. Isto significa, em média, que o crescimento dos preços tende ao estado estacionário.

3.3 Base de dados

Os dados utilizados foram extraídos do Programa Brasileiro de Modernização do Mercado Hortigranjeiro (PROHORT), da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB). As séries usadas são de preços médios mensais de 37 produtos hortifrutigranjeiros, com 16 mercados e 103 observações para cada mercado, no período compreendido entre janeiro de 2007 a julho de 2015, perfazendo um total de 1.648 observações por produto. Os preços nominais foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI)¹, retirado na plataforma do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA), utilizando-se como mês base, julho de 2015. Os mercados analisados são Belém (PA), Belo Horizonte (MG), Campo Grande (MS), Curitiba (PR), Florianópolis (SC), Fortaleza (CE), Natal (RN), Porto Alegre (RS), Recife (PE), Rio de Janeiro (RJ), Salvador (BA), São Paulo (SP), João Pessoa (PB), Sorocaba (SP), Uberaba (MG), Vitória (ES). Adiante, aplicou-se, o logaritmo natural nas séries de preços para cada produto. Os valores são expressos em reais por dezena (R\$/Dz) para a alface e os ovos, reais por unidade (R\$/Un) para o abacaxi, coco verde e couve-flor, e os demais alimentos em reais por quilo (R\$/Kg).

Antes de examinar as regressões estimadas para o modelo proposto, exploram-se as estatísticas descritivas a nível nacional, relacionando às variações dos diferentes preços e suas médias absolutas.

Da análise da Tabela 1, verifica-se a descrição dos mercados de alimentos atacadistas do Brasil para 37 produtos observados. Os produtos que se destacam com maiores preços médios nas distribuidoras brasileiras são: o morango, a alface, a pera-estrangeira e a uva-italia, que custam em média, R\$ 9,42, R\$ 8,54, R\$ 4,96 e R\$ 4,31, respectivamente. Suas medidas foram avaliadas em quilogramas, exceto a alface, que é vendida em dezenas. Destarte, mostram-se com menores preços: a melancia, R\$ 0,90, o repolho, R\$ 0,99 e a laranja-pera, R\$ 1,03, por quilograma. Ademais, ao analisar o desvio padrão, o morango varia, em média, 5,71 R\$/Kg, enquanto a melancia possui menor dispersão no período observado e varia 31 centavos por quilograma.

¹ É medido pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) e registra a inflação de preços desde matérias-primas agrícolas e industriais até bens e serviços finais.

Pode-se observar ainda as disparidades de preços de alguns produtos no período. Os produtos cujos valores apresentaram discrepâncias de preços são: o morango, com mínimo de R\$ 1,18 e preço máximo de R\$ 98,09; a alface com mínimo de 0,39 e máximo de R\$ 31,76 e a mandioca-aipim que oscila de 35 centavos a R\$ 26,75. A variabilidade destes é grande, talvez, devido à sensibilidade na produção de hortícolas, que podem ser afetadas por fatores externos aos produtores, como estiagens, excesso de chuvas, etc., o que reduz a oferta. Ou ainda, pelo fato de alguns mercados estarem localizados em regiões que produzem determinados produtos em pequena escala e necessitam importar das regiões produtoras. Desse modo, os custos ficam elevados e, na maioria das vezes, repassados para os consumidores.

Tabela 1 - Estatística descritiva dos preços no mercado atacadista de alimentos no Brasil.

Produtos	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Abacate	1648	2,16	1,01	0,44	6,96
Abacaxi	1648	2,68	1,10	0,69	7,04
Abóbora	1648	1,28	0,51	0,06	5,06
Abobrinha	1648	1,70	0,78	0,30	5,29
Alface	1648	8,83	6,97	0,39	31,76
Banana-prata	1648	1,72	0,63	0,09	4,12
Batata	1648	1,73	0,68	0,49	4,60
Batata-doce	1648	1,41	0,42	0,41	3,22
Berinjela	1648	1,77	0,66	0,36	5,46
Beterraba	1648	1,54	0,53	0,28	3,92
Cebola	1648	1,68	0,72	0,37	7,06
Cenoura	1648	1,56	0,53	0,46	3,81
Chuchu	1648	1,13	0,58	0,13	7,03
Coco-verde	1648	1,42	0,74	0,36	5,17
Couve	1648	2,78	1,51	0,44	11,55
Couve-flor	1648	3,21	1,48	0,39	22,61
Goiaba	1648	2,81	1,15	0,66	7,39
Jiló	1648	2,67	1,35	0,36	10,17
Laranja-pera	1648	1,03	0,33	0,33	4,05
Limão-taiti	1648	1,71	0,89	0,48	8,85
Maçã-nacional	1648	3,08	0,79	1,21	6,25
Mamão-havaí	1648	2,19	1,13	0,51	16,11
Mandioca-aipim	1648	1,04	0,73	0,35	26,75
Manga	1648	1,96	0,84	0,39	7,00
Maracujá-azedo	1648	2,90	1,08	0,86	8,84
Melancia	1648	0,90	0,31	0,08	2,11
Melão-amarelo	1648	2,05	0,70	0,49	4,85
Morango	1648	9,42	5,71	1,18	98,09
Ovo	1648	2,60	0,70	0,19	10,85
Pepino	1648	1,23	0,46	0,22	3,69
Pera-estrangeira	1648	4,96	1,23	1,76	11,15

(continua)

(continuação)

Produtos	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Pimentão-verde	1648	2,11	0,77	0,42	5,49
Quiabo	1648	3,28	1,44	0,47	8,99
Repolho	1648	0,99	0,60	0,10	5,23
Tomate	1648	1,96	0,91	0,38	16,83
Uva-itália	1648	4,31	1,01	1,47	8,65
Vagem	1648	3,45	1,41	0,46	8,65

Fonte: BARBOSA (2017).

Adicionalmente, com objetivo de enriquecer o exercício, apresenta-se na Tabela 1.1A (Anexa) uma comparação dos preços médios para as regiões Nordeste, Sudeste e Sul. Neste esboço, os preços são referentes a cada produto para cada região brasileira mencionada. Em um contexto geral, reporta-se que os produtos que apresentam os menores preços nas regiões estudadas são:

1. **Nordeste:** abacaxi, banana-prata, coco-verde, goiaba, laranja-pera, limão-taiti, mamão-havaí, manga, maracujá-azedo, melancia, melão-amarelo, tomate e uva-itália.
2. **Sudeste:** abacate, abóbora, berinjela, cenoura, jiló, mandioca-aipim, morango, ovo, pepino, pimentão-verde e quiabo.
3. **Sul:** abobrinha, alface, batata, batata-doce, beterraba, cebola, couve, couve-flor, chuchu, maçã nacional, pera-estrangeira, repolho e vargem.

Nesta perspectiva, as descrições estatísticas examinam preços menores de algumas culturas produzidas em uma região comparada às demais. Provavelmente estes produtos com menores preços em determinadas regiões apresentam seu cultivo em larga escala, por isso, os mercados que se encontram próximos podem ser beneficiados com a redução dos custos (por exemplo, transportes, subsídio governamental, mão-de-obra barata, entre outros).

Em suma, o sumário descritivo não infere ou afirma a LPU dos mercados em análise. Para tanto, na seção seguinte serão estimados os testes de raízes unitárias e regressões de β -convergência e σ -convergência.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Inicialmente, aplicou-se o procedimento Levin-Lin-Chu, Im-Pesaram-Shin e Fisher-Type, para testar a hipótese de raiz unitária, para cada um dos 37 produtos nos 16 mercados.

Na Tabela 1.2A, que se encontra anexa, são mostrados os resultados das estatísticas dos testes de raízes unitárias para dados em painel, que apresentam estacionariedade em nível dos preços para todos os produtos observados, aos níveis estatísticos de 5%. Portanto, sugere-se que há o processo de convergência dos preços nos mercados atacadistas brasileiros para cada produto observado.

No que concerne à estimação de β -convergência, primeiro, estimou-se os modelos de efeitos fixos contra o *pooling*, por meio da estatística F, sendo a hipótese nula de *pooling* rejeitada ao nível de significância de 1%. Consoante, testou-se a hipótese nula de efeitos aleatórios contra a alternativa de efeitos fixos, por meio do teste de Hausman, que resultou na rejeição de modelos com efeitos aleatórios. Ademais, testou-se no modelo de efeitos fixos a presença de heterocedasticidade e autocorrelação, que estatisticamente foram confirmadas. O problema exige a utilização do método de correção MQG, que obtêm coeficientes não viesados e possuem variância mínima.

Tabela 2 - Estimação do MQG para β -convergência, velocidade de convergência e meia vida.

Produtos	β	λ	τ	Produtos	β	λ	τ
Abacate	-0,12*	0,13	5,39	Limão-taiti	-0,19*	0,21	3,25
Abacaxi	-0,05*	0,06	12,37	Maçã-nacional	-0,08*	0,09	7,91
Abóbora	-0,10*	0,10	6,91	Mamão-havaí	-0,14*	0,15	4,47
Abobrinha	-0,15*	0,16	4,26	Mandioca-aipim	-0,11*	0,11	6,04
Alface	-0,13*	0,14	4,88	Manga	-0,13*	0,14	4,87
Banana-prata	-0,05*	0,05	13,37	Maracujá-azedo	-0,18*	0,19	3,60
Batata	-0,14*	0,15	4,51	Melancia	-0,15*	0,16	4,36
Batata-doce	-0,08*	0,08	8,36	Melão-amarelo	-0,08*	0,09	7,92
Berinjela	-0,12*	0,13	5,48	Morango	-0,07*	0,08	8,94
Beterraba	-0,14*	0,15	4,77	Ovo	-0,09*	0,10	7,20
Cebola	-0,13*	0,14	5,09	Pepino	-0,18*	0,20	3,46
Cenoura	-0,18*	0,20	3,49	Pera-estrangeira	-0,12*	0,13	5,49
Chuchu	-0,25*	0,29	2,42	Pimentão-verde	-0,19*	0,21	3,30
Coco-verde	-0,03*	0,03	23,40	Quiabo	-0,15*	0,16	4,42
Couve	-0,09*	0,09	7,49	Repolho	-0,08*	0,08	8,54
Couve-flor	-0,10*	0,11	6,29	Tomate	-0,23*	0,27	2,59

(continua)

(continuação)

Produtos	β	λ	τ	Produtos	β	λ	τ
Goiaba	-0,05*	0,06	12,26	Uva-itália	-0,16*	0,18	3,96
Jiló	-0,08*	0,08	8,73	Vagem	-0,16*	0,18	3,86
Laranja-pera	-0,10*	0,10	6,88				

Fonte: BARBOSA (2017).

* Significantes ao nível de 1%. As estatísticas t do β -convergência podem ser solicitadas ao autor via emails.

Ao analisar a Tabela 2, observa-se o comportamento dos preços de cada produto para os 16 mercados atacadistas de hortifrúteis. Estes indicam que todos os produtos observados possuem um coeficiente angular negativo, de acordo com o predito na teoria e suas razões t significativas em termos estatísticos ao nível de 1%. Dessa forma, pode-se afirmar que nos 16 mercados analisados, existem fortes indícios de β -convergência absoluta. Portanto, os mercados atacadistas convergem para um mesmo estado estacionário, o que valida a Lei do Preço Único. Portanto, os resultados das regressões indicam relação inversa entre a variável dependente (taxa de crescimento dos preços do período t em relação ao ano base) e a independente (logaritmo natural do preço no ano base, $t - 1$), assim, um aumento no preço do ano base reduz a diferença na taxa de crescimento dos preços.

Com relação à taxa de convergência (ou velocidade de convergência), λ , esta foi construída a partir do coeficiente β , aplicando-se a equação (5). De forma similar, usando o valor da velocidade de convergência, na equação (6), computou-se o valor da meia vida, τ . Na Tabela 3, pode-se analisar resumidamente os produtos que se ajustam de forma rápida entre os 16 mercados analisados e, da mesma forma, aqueles cujo ajuste ocorre lentamente.

Tabela 3 - Ranking dos cinco produtos com menores e maiores velocidades de convergência.

Produto	Colocação	λ	λ (%)	τ
Coco verde	1°	0,0296	2,96	23,40
Banana prata	2°	0,0518	5,18	13,37
Abacaxi	3°	0,0560	5,60	12,37
Goiaba	4°	0,0565	5,65	12,26
Morango	5°	0,0775	7,75	8,94
Pepino	33°	0,2004	20,04	3,46
Pimentão verde	34°	0,2100	21,00	3,30
Limão taiti	35°	0,2132	21,32	3,25
Tomate	36°	0,2679	26,79	2,59
Chuchu	37°	0,2862	28,62	2,42

Fonte: BARBOSA (2017).

Na Tabela 3, nota-se velocidade de convergência lenta nos cinco primeiros produtos, enquanto os cinco últimos apresentam velocidades vertiginosas. Verifica-se o coco verde com $\lambda = 0,0296$ e significa que, em média mensal, a taxa de crescimento do preço converge para um determinado estado estacionário, perfazendo 2,96%. Explica-se que uma pequena velocidade de convergência levará o meia vida a um valor maior, implicando que, quanto menor a velocidade de um preço convergir, maior será o tempo necessário para reduzir à metade da distância que separam mercados com menores preços dos que possuem preços elevados. Portanto, o coco verde converge de forma lenta para um preço médio único, necessitando de 23 meses para alcançar o equilíbrio nos mercados atacadistas de hortifrúti.

Por outro lado, o chuchu possui elevada velocidade de convergência, ou seja, resulta em $\lambda = 0,2862$. Assim, o preço converge para o equilíbrio em média mensal de 28,62%, que implica em um menor meia vida. Mantendo-se as condições atuais, é necessário, em média, de dois meses para que alcancem o equilíbrio dos preços praticados nas centrais de abastecimentos.

O coco verde, banana-prata, abacaxi e goiaba são avaliados com menores velocidades de convergência. A produção frutícola é intensiva no Nordeste brasileiro, por isso originam menores discrepâncias nos preços destes produtos, conforme apresenta a Tabela 1.1A (Anexo). Nesse contexto, a menor velocidade de convergência pode decorrer do volume de exportações realizadas. Dessa forma, os preços nos mercados domésticos, possivelmente, podem não estarem sendo afetados pelos demais mercados.

Em relação às maiores velocidades de convergência, aparecem o chuchu, pepino e pimentão-verde, que mostram menores preços no Sudeste do Brasil, indicando a região como sua principal produtora. A provável justificativa ocorre pelo fato da CEAGESP (estado de São Paulo) ser a maior central de abastecimento hortifrúti. Adicionalmente, essa região possui tecnologias agropecuárias modernas e rapidez na velocidade de informações. Mayorga *et al.* (2007) e Tabosa, Ferreira e Castelar (2014), analisaram as distribuidoras de melão e tomate nos mercados brasileiros, respectivamente. Encontraram indícios de que a CEAGESP influencia todos os mercados do país e desponta como maior intermediadora nacional. Dessa forma, os choques em outros mercados não afetam os preços na CEAGESP, portanto, a velocidade de informações na região exerce um poder de barganha sobre mercados de outras regiões. Em suma, menores velocidades de convergência alcançam elevados meia vidas. Assim, os produtos convergem lentamente para o estado estacionário. De forma contrária, convergem rapidamente quando se apresentam maiores velocidades.

Em termos gerais, a β -convergência é constatada nos preços dos produtos de todos os mercados analisados, indicando os produtos que apresentam velocidades elevadas no processo de convergência e os que apresentam reduzida velocidade. Já na Tabela 4, o σ -convergência apresenta seus resultados no mercado de alimentos, o que mostra a tendência de convergência ao longo dos meses analisados.

Estimando σ -convergência, utilizou-se processo semelhante ao de β -convergência mencionado anteriormente. Conforme a Tabela 4, todas as estimativas são significantes em nível estatístico de 1%. Os resultados indicaram que a beterraba, laranja-pera, melão-amarelo e pera-estrangeira são produtos cujas dispersões dos preços, ao longo dos anos analisados, não violam o processo de σ -convergência. Contudo, este processo ocorre de forma lenta, tendo em vista que os coeficientes se aproximam de zero.

Quanto aos coeficientes positivos, que contradizem o conceito de σ -convergência, estes apresentam valores pequenos, sugerindo que o aumento da dispersão no tempo não acontece de forma elevada. Os resultados apontam para violação da definição de σ -convergência em 33 dos 37 produtos analisados. Isto decorre, provavelmente, devido às diferentes taxas de crescimento mensais de preços nos diferentes mercados analisados, mantendo, assim, um elevado grau de variação dessa taxa de crescimento e a manutenção ao longo dos meses, ou mesmo pelo fato destes possuírem diferentes tecnologias e/ou capital humano.

Tabela 4 - Estimação do σ -convergência.

Produtos	σ	Produtos	σ
Abacate	0,0000771*	Limão-taiti	0,0000136*
Abacaxi	0,0000318*	Maçã-nacional	0,0000136*
Abóbora	0,0000029*	Mamão-havaí	0,0000175*
Abobrinha	0,0000157*	Mandioca-aipim	0,0000300*
Alface	0,0000562*	Manga	0,0000172*
Banana-prata	0,0000265*	Maracujá-azedo	0,0000342*
Batata	0,0000198*	Melancia	0,0000091*
Batata-doce	0,0000316*	Melão-amarelo	-0,0000045*
Berinjela	0,0000146*	Morango	0,0000144*
Beterraba	-0,0000009*	Ovo	0,0000149*
Cebola	0,0000178*	Pepino	0,0000289*
Cenoura	0,0000135*	Pera-estrangeira	-0,0000078*
Chuchu	0,0000089*	Pimentão-verde	0,0000214*
Coco-verde	0,0000411*	Quiabo	0,0000274*
Couve	0,0000299*	Repolho	0,0000115*

(continua)

(continuação)

Produtos		σ	Produtos		σ
Couve-flor		0,0000029*	Tomate		0,0000225*
Goiaba		0,0000346*	Uva-í-tália		0,0000029*
Jiló		0,0000200*	Vagem		0,0000227*
Laranja-pera		-0,0000174*			

Fonte: BARBOSA (2017).

* Significantes ao nível de 1%. As estatísticas t do σ -convergência podem ser solicitadas ao autor via emails.

Da mesma forma, os centros em análise podem diferir na infraestrutura, velocidade de informações e nos custos de transportes, impossibilitando rapidez e eficiência na distribuição das mercadorias. Por fim, as mercadorias agropecuárias analisadas possuem enorme grau de perecibilidade, o que agrava a logística de transporte e trâmites legais, como por exemplo, a certificação no padrão de qualidade dos produtos. Portanto, apresentam incertezas em sua volatilidade, que pode ser um fator preponderante na redução ou elevação abrupta da dispersão dos preços em longo prazo.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste estudo, testou-se o processo de convergência absoluta de preços entre os mercados atacadistas de produtos agropecuários, que buscou verificar a validade ou não da Lei do Preço Único no longo prazo. Nesta perspectiva, foram utilizados testes de raízes unitárias nos dados de preços mensais de 37 produtos em 16 mercados brasileiros, de janeiro de 2007 a julho de 2015. Dessa mesma forma, foram regredidos 37 modelos de β e σ -convergência absoluta.

Os testes de estacionariedades resultaram na rejeição da hipótese nula de raiz unitária, em termos significativos para todos os produtos analisados. Com isso, sugere-se a ocorrência do processo de convergência dos preços atacadistas no Brasil. Similarmente, as estimativas dos modelos β -convergência absoluta evidenciaram sinais negativos nos coeficientes β 's para os produtos analisados, conforme previsto na literatura. Dessa forma, os parâmetros fornecem estimativas significantes em níveis de 1%, indicando, empiricamente, que os preços de cada produto nos 16 mercados convergem para um estado estacionário. Portanto, é validada a Lei do Preço Único para os mercados atacadistas brasileiros de produtos agropecuário.

Por meio do β -convergência, calculou-se a velocidade de convergência e o meia vida dos preços das mercadorias. Constatou-se menor velocidade no abacaxi, na banana-prata e na goiaba. Por outro lado, o chuchu, pepino e pimentão-verde convergem com maior velocidade para um preço médio único. De forma semelhante, o meia vida resulta em quantos meses um mercado leva para atingir metade da distância em relação aos preços dos mercados no estado estacionário. O coco verde, em média, necessita de 23 meses para convergir para o preço de equilíbrio. Já o chuchu alcança seu preço de equilíbrio, em média, em dois meses.

A hipótese de σ -convergência foi violada em relação a 33 produtos analisados. Com isso, constata-se que a dispersão dos preços dos produtos eleva-se ao longo do tempo. Foram apresentados nas estimações os coeficientes positivos, entretanto, com pequena magnitude. Da mesma forma, quanto aos quatro produtos cujo processo de σ -convergência ocorre, mostraram-se pequenos impactos do coeficiente temporal na variável dependente, ou seja, na dispersão.

Por último, o β -convergência foi comprovado, mas a hipótese de σ -convergência foi violada em 33 produtos, dos 37 analisados. Portanto, recomenda-se para os próximos estudos a utilização dos testes de convergência condicionais e/ou clubes de convergência, tendo em vista que esta modelagem pode levar a múltiplos estados estacionários, devido às

idiossincrasias em cada mercado, como os custos de transportes e/ou a logística empregada no setor. Deste modo, são necessárias políticas públicas que reduzam os custos de transações e logísticos, adequando e criando novas alternativas de transportes para que as distribuidoras de alimentos possam circular com mais agilidade e possibilitar, por exemplo, maior aquisição pelos pequenos compradores.

CAPÍTULO 2

MERCADOS BRASILEIRO DE PRODUTOS AGROPECUÁRIOS: CONVERGÊNCIA REAL E TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA PAINEL TAR

1 INTRODUÇÃO

Em consonância com o modelo de Solow (1956), mercados econômicos integrados, que atuam sob livre mobilidade de fatores e difusão do conhecimento tecnológico, podem promover involuntariamente a convergência econômica. Por outro lado, Romer (1986) e Krugman (1990) postulavam o aumento das disparidades geográficas decorrente da integração econômica, sendo os fatores de produções concentrados nas regiões com maior desenvolvimento, que resultava nos retornos crescentes a escala e as externalidades. Alexiades (2010) observou a existência de diversos estudos de convergência regional, sendo aplicados métodos distintos por diferentes estudiosos, a fim de encontrar os melhores ajustes para convergência econômica.

O mercado atacadista de produtos agropecuários é responsável por grande parte dos alimentos que compõem a mesa das famílias brasileiras. Diante disso, busca-se desenvolver os sistemas logísticos e reduzir os custos de transação, permitindo acesso fácil e rápido aos consumidores finais. Os centros de abastecimento (CEASAS) são incumbidos de receptarem os produtos dos agricultores, dessa forma, agem como intermediários para redistribuição aos centros varejistas. Esses centros foram implantados na década de 1970, com o objetivo de melhorar a dinâmica de concorrência entre produtores, facilitar a comercialização dos hortifrúteis e tornar homogêneo a produção agrícola. García-Germán, Bardají e Garrido (2016) avaliam que os aumentos e a volatilidade dos preços das *commodities* agrícolas resultam em grandes variações de preços dos alimentos de consumo no mundo todo. Desse modo, pode-se afetar o bem-estar das famílias e prejudicar os seus hábitos alimentares.

Na literatura recente, são amplamente utilizados modelos para mensurar o processo de convergência de preços entre países. Um método conhecido é o β -convergência, que provém do modelo de Solow, aprofundado por Barro e Sala-I-Martin (1992). Porém, a estrutura de *cross-section* atribuída no estudo recebe críticas na revisão de Islam (2003). Já Evans e Karras (1996) explicaram que regressões simples de β -convergência, na maioria das vezes, poderiam fornecer estimativas imprecisas, atribuindo, desta forma, vantagens na

abordagem com dados em painel. Partindo do pressuposto que, caso comprove-se raiz unitária nos dados, sugere-se um processo de divergência. Portanto, é necessário estimar parâmetros significantes para os mercados de produtos agropecuários, o que torna possível o direcionamento dos agricultores, atacadistas e formadores de políticas públicas na atuação contra os possíveis percalços da distribuição dos produtos entre os mercados analisados.

Nessa perspectiva, o objetivo do presente artigo é avaliar empiricamente as condições econômicas no curto prazo sobre a Lei do Preço Único (LPU) no longo prazo, porém, assume-se a hipótese de que o processo de convergência é não linear. Nesse contexto, pode ocorrer convergência nos preços sob certas condições econômicas ou regimes e desacelerar ou ser divergentes em outros regimes. Todavia, é necessário aplicar um modelo econométrico com dois regimes, pois, caso o processo de convergência seja uniforme, o modelo utilizado será linear, abordado por Evans e Karras (1996).

Contudo, Beyaert e Camacho (2008) aplicaram modelo *Threshold* Autorregressivo (TAR), que consiste em especificar se a série de painel apresenta raiz unitária. Dessa forma, aplicam-se os testes de raízes unitárias com um modelo TAR multivariada (usando simulações *bootstrap* para encontrar valores críticos) para testar a estrutura dos preços nos mercados brasileiros de produtos agropecuários. Os testes possibilitam diagnosticar indícios de custos de transação nos 16 mercados analisados, assim como, evidenciar se os mercados podem convergir para um mesmo regime e divergir para outro regime, além de examinar a ocorrência de correlação contemporânea nos dados.

Os mercados de produtos agropecuários têm uma fração significativa na composição da mesa do consumidor brasileiro. Portanto, o estudo pretende contribuir no volume de produtos analisados sob a estrutura de convergência, dado que o estudo de Tabosa, Ferreira e Castelar (2014), que foram os primeiros a usarem esse método para o setor (no Brasil), exploraram somente o processo de convergência do tomate. Na perspectiva de enriquecer o estudo, serão analisados os preços atacadistas de 37 produtos agropecuários em 16 mercados do Brasil.

O presente artigo, apresentará três seções, além da corrente introdução. A segunda, vai mostrar estudos que utilizam os métodos de modelos TAR. Na terceira, serão apresentados os métodos utilizados para abordagem de convergência.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Métodos Lineares

A pesquisa de Hotelling (1929) foi pioneira nas análises de mercados com concorrência imperfeita e das teorias espaciais sobre discriminação de preços. Segundo Enke (1951) e Samuelson (1952), a teoria do comércio internacional tem forte relação com a dispersão espacial dos preços.

O estudo apresentado nesse artigo, busca evidências dessa teoria para alguns estados do Brasil, tendo em vista que podem ser utilizados conceitos semelhantes para análise espacial da distribuição de produtos agropecuários dessas unidades da federação.

Nesse sentido, a validação da LPU é apontada como ponto natural de partida. Portanto, é o mecanismo fundamental que postula a convergência e a transmissão dos preços em uma economia de mercados competitivos. Conforme foi mencionado por Barrett (2001), quando ocorre comercialização e as oportunidades de arbitragem se extinguem, os preços se igualam aos custos de comercialização.

Estudos realizados em países do Nafta (EUA, Canadá e México) por Susanto *et al.* (2007), com abordagem do modelo de convergência de Levin-Lin (1992) utilizaram o mercado de frutas e verduras, inclusive o tomate, afim de mostrar a integração dos preços nestes mercados. O resultado desse trabalho aponta para uma convergência absoluta, definindo uma integração desses produtos nesses mercados.

Chin e Habibullah (2008) realizam estudos de convergência na Malásia Peninsular, Sabah e Sarawak. Os resultados mostraram que o grau de persistência dos desvios da Paridade Poder de Compra após um choque obteve um meia-vida em torno de 6,75 anos para Malásia. Com relação aos grupos de mercadorias, o meia-vida para os bens comercializáveis foram de 1 a 2 anos, aproximadamente. Enquanto para os bens não-comercializáveis necessitavam em torno de 10 anos. Por fim, concluíram que diversos grupos de produtos desses mercados possuíam uma integração crescente.

Na União Europeia, Dreger *et al.* (2007) mostraram que, não havia exigência da LPU relacionada aos sistemas de ponderações de preços agregados iguais entre mercados internos e externos. Contudo, caso houvesse diferença, seriam relativamente estáveis ao longo do tempo. Eles argumentaram ainda que, tal hipótese não foi sustentada para uma amostra do grupo de países do EU25. Ou seja, os níveis de renda foram diferentes entre novos e antigos

membros, o que afetou os pesos em cada mercado, incorrendo em viés gerado por fatores estruturais nos testes com variáveis relativas a LPU.

De forma semelhante, o exame de Wolszczak-Derlacz (2008) analisou os dados de preços a níveis agregados (macro) e desagregados (micro). A abordagem macro foi baseada em um índice comparativo do nível de preços, calculada como razão entre a PPC e a taxa de câmbio, e a micro utilizou os preços reais de 150 produtos individuais comercializados nas 15 cidades capitais da União Europeia. Ao investigar a dispersão dos preços para o período de 1990 a 2005, por meio do sigma e beta convergência, em ambos o conjunto de dados, encontrou-se elevada dispersão de preços. Entretanto, a magnitude da dispersão dos preços mostrou-se maior quando analisado o conjunto de dados desagregado do que o conjunto de dados agregado.

Em contexto empírico, examinando a LPU para 45 produtos e 13 países da região euro, compreendendo o período de 2008 a 2012, Kulikov (2014) utilizou preços desagregados de Nielsen baseados em regressões *log-linear* não estrutural com efeitos espaciais, com utilização do método bayesiano. Após estimação dos dados, sugeriu-se forte interdependência dos preços relativos, nos espaços geográficos e dimensões de vários produtos. Por fim, considerou que um nível de renda relativa e um forte crescimento econômico afetariam os preços dos produtos amostrados.

Na mesma perspectiva, Balchin, Edwards e Sundaram (2015) analisaram preços de varejo altamente desagregados para 24 produtos, do seguimento de alimentos, maquinas, equipamentos, eletrônicos e sapato. Os países envolvidos são Botswana, Malawi, África do Sul e Zâmbia, que fazem parte do *Southern African Development Community* (SADC). Os autores evidenciaram grandes e persistentes desvios absolutos da LPU, tanto dentro como entre cada um dos quatro países. A dispersão dos preços é maior quando observada entre países da SADC do que ser observada por país individualmente. Ademais, mostrou-se que desvio de preço médio dentro do país permaneceu relativamente estável ao longo do tempo. Dessa forma, em média, os preços dos produtos dentro de cada país da SADC não se tronaram mais integrados.

2.2 Método *Threshold* Autorregressivo

Utilizando modelos lineares, os estudos de Quandt (1958, 1960) identificaram que em algum momento no tempo poderia haver uma mudança abrupta de uma linha de regressão

para outra, observando mudanças nos coeficientes de modelos lineares com um determinado valor de uma variável estocástica não observável.

Os primeiros estudos com *threshold* autorregressivo (TAR) foram propostos por Tong (1978), Tong e Lim (1980) e Tong (1983), e desde então, tornou-se popular em series temporais não lineares. Outros modelos não lineares desenvolvidos podem ser citados, como por exemplo, o modelo Bilinear de Granger e Anderson (1978), de estado dependente de Priestley (1980), de mudança de Markov de Hamilton (1989), do Coeficiente Funcional Autorregressivo de Chen e Tsay (1993), entre outros.

Em abordagem similar, estudo de Hansen (1996) inferiu o caso em que os parâmetros eram não identificados sob hipótese nula utilizando testes convencionais. Portanto, desenvolveu técnicas de simulações simples com procedimentos de valores probabilísticos com distribuições uniformes assintóticas sob essa hipótese. Este evidenciou que o efeito *threshold* poderia ser explicado pela variação de amostragem. Já Caner e Hansen (2001) desenvolveram modelos *threshold* com possibilidade de raízes unitárias. Essa aplicação requereu os testes de *threshold* e raiz unitária, que permitiram a distinção entre processos não-lineares e não estacionários, respectivamente.

No mesmo tocante, Beyaert e Camcho (2008) explicaram as limitações do modelo de Evans e Karras (1996), que possuíam suposições de independência *cross-section* pouco sustentáveis, e a formulação considerada linear poderia não ser realista, pois os países no painel poderiam experimentar mudanças institucionais e/ou econômicas ao longo do tempo. Portanto, Beyaert e Camcho (2008) estenderam a pesquisa, na qual recomendaram uso de valores críticos *bootstrap* em testes de raízes unitárias para painel sobre dependência *cross-section*. Ademais, incluíram a possibilidade do processo de convergência não apresentar-se uniforme ao longo do tempo, mas ocorressem variações de acordo com as circunstâncias institucionais e econômicas.

Nos países da América, Vieira (2009) utilizou o modelo TAR para mensurar se a convergência é absoluta ou condicional. Testou ainda a hipótese de o modelo ser linear ou não-linear, com abordagem metodológica de Evans e Karras (1996) e Beyaert e Camcho (2008), respectivamente. A análise foi realizada nos blocos de livre comércio do continente: Acordo de Livre Comércio da América do Norte (NAFTA), Comunidade Andina de Nações (CAN) e o Mercado Comum do Sul (MERCOSUL), a motivação do trabalho foi a homogeneidade do econômica entre os países membros e a possível influência do livre comércio no processo de convergência. Na América Latina, Benavides e Perrotini (2015) abordaram perspectiva idêntica a Beyaert-Camacho, escolheram o Produto Interno Bruto

(PIB) *per capita* dessa região para testar o processo de convergência, para isso, foram aglomerados os países ricos em um bloco, e os pobres em outro. Destarte, Tipoy (2015) replicou na Comunidade de Desenvolvimento Sul-Africano.

No continente europeu, Bilgili (2012) replicou o método TAR com a proposição de revelar ocorrência de linearidade ou não no processo de convergência da oferta energética de biomassa, utilizando dados em painel. Usando diferentes grupos de países, que compartilham importantes ciclos de negócios e características semelhantes, Beyaert e García-Solanes (2014) analisaram a ocorrência de convergência no PIB *per capita* a longo prazo.

A metodologia Beyaert-Camacho tem poucos estudos empíricos no Brasil, pode-se citar o estudo de Matos (2011), que adaptou o modelo para medir a possibilidade de convergência do indicador de pobreza, para 19 estados brasileiros, os quais foram divididos em nordestinos e não-nordestinos. Já na contextualização agropecuária, o esboço de Tabosa, Ferreira e Castelar (2014) explicam a dinâmica dos *threshold* autorregressivos para os preços dos mercados atacadistas do tomate brasileiro.

No entanto, existe uma família de modelos *threshold* autorregressivos que possibilitam sintetizar uma compreensão do processo de convergência. Dito isso, Bosque (2014) elaborou uma abordagem direta e prática dos modelos. Adiante, aplicou aos dados meteorológicos e a séries financeiras. Portanto, além do TAR para raízes unitárias, pode-se apresentar trabalhos com *threshold* em outros métodos semelhantes. Ver estudos de Costa-Junior *et al* (2015) e Soares e Lopes (2015).

3 BASE DE DADOS

Os dados utilizados foram extraídos do Programa Brasileiro de Modernização do Mercado Hortigranjeiro (PROHORT), da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB). As séries usadas são de preços médios mensais de 37 produtos hortifrutigranjeiros, com 16 mercados e 103 observações para cada mercado, no período compreendido entre janeiro de 2007 a julho de 2015, perfazendo um total de 1.648 observações por produto. Os preços nominais foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI)², retirado na plataforma do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA), utilizando-se como mês base, julho de 2015. Os mercados analisados são Belém (PA), Belo Horizonte (MG), Campo Grande (MS), Curitiba (PR), Florianópolis (SC), Fortaleza (CE), Natal (RN), Porto Alegre (RS), Recife (PE), Rio de Janeiro (RJ), Salvador (BA), São Paulo (SP), João Pessoa (PB), Sorocaba (SP), Uberaba (MG), Vitória (ES). Adiante, aplicou-se, o logaritmo natural nas séries de preços para cada produto. Os valores são expressos em reais por dezena (R\$/Dz) para a alface e os ovos, reais por unidade (R\$/Un) para o abacaxi, coco verde e couve-flor, e os demais alimentos em reais por quilo (R\$/Kg).

² É medido pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) e registra a inflação de preços desde matérias-primas agrícolas e industriais até bens e serviços finais.

4 MODELOS E TESTES ECONOMÉTRICOS

4.1 Modelo Linear

A priori, as variáveis de preços presentes na Lei do Preço Único (LPU) são estocástica e tem um comportamento ao longo do tempo. Fackler e Goodwin (2000) definiram que a transmissões de choques de demandas e ofertas entre os mercados possibilitam a arbitragem espacial, elemento responsável pela condução dos mercados a integração, expressado como

$$P_i^k - P_j^k \leq C_{ij}^k \quad (1)$$

em que k é o produto analisado, P_i^k é o preço do produto k no mercado i , P_j^k é o preço do produto k no mercado j , e C_{ij}^k é o custo que o arbitrador incorrerá para transportar o produto k do mercado j para o mercado i . Essa relação é comumente estabelecida como a Lei do Preço Único. Dessa forma, pode-se transcrever para um mercado inter-regional, ou seja, com N regiões, demonstrado a seguir:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E_t^k [P_{i,t}^k - P_{j,t}^k] = C_{ij}^k \quad (2)$$

$$k = 1,2, \dots, 37 ; i = 1,2, \dots, N ; j = 1,2, \dots, N ; i \neq j$$

$P_{i,t}^k$ – logaritmo natural do preço real do bem k no mercado i no período t .

$P_{j,t}^k$ logaritmo natural do preço real do bem k no mercado j no período t .

C_{ij}^k representa o custo médio do produto k entre os mercados i e j .

Entretanto, Goldberg e Verboven (2005), Susanto *et al.* (2007) e Chin e Habibullah (2008) propõem examinar o comportamento do preço da i -ésima **economia** em relação a média dos demais preços, sendo esta última o preço base de comparação. Deste modo, a equação (2) torna-se:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E_t^k [P_{i,t}^k - \bar{P}_{j,t}^k] = C_{ij}^k \quad (3)$$

$$k = 1,2, \dots, 37 ; i = 1,2, \dots, N ; j = 1,2, \dots, N ; i \neq j$$

sendo que $\bar{P}_{j,t}^k = N^{-1} \sum_{j=1}^N P_{j,t}^k$ e os desvios de $P_{1,t}^k, P_{2,t}^k, \dots, P_{N,t}^k$ em relação a sua média entre grupos $\bar{P}_{j,t}^k$, serão, em média, igual a uma determinada constante C quando t tende para o infinito. Ou seja, valida-se a LPU se $P_{i,t}^k - \bar{P}_{j,t}^k$ é estacionário e exibirá custos de transação neste mercado se C_{ij}^k apresentar-se diferente de zero. Em termos econométricos, a LPU mostrada na equação (3) expressa-se como:

$$\lambda_i^k(L)[P_{i,t}^k - \bar{P}_t^k] = c_i^k + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$k = 1, 2, \dots, 37 \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Em que, $\lambda_i^k(L) = 1 - \lambda_i^k L$; $LP_t = P_{t-1}$ e $\lambda_i^k \in [0, 1]$.

A equação (4) será reescrita na estrutura linear abordada por Evans e Karras (1996):

$$\Delta g_{i,t}^k = c_i + \rho_i g_{i,t-1}^k + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij,t} \Delta g_{i,t-j}^k + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Na equação, $g_{i,t}^k \equiv P_{i,t}^k - \bar{P}_t^k$ e p é número de defasagens. A hipótese nula de divergência ocorre se $\rho_i = 0 \forall i$, e a hipótese de convergência ocorre quando $0 < -\rho_i < 1 \forall i = 1, 2, \dots, n$ mercados analisados. Pode-se observar integração dos mercados sem custos de transação se $c_n = 0 \forall n$, por outro lado, $c_n \neq 0 \forall n$ haverá custo de transação em termos significativos. A persistência nas diferenças de percentual de preços entre os períodos nos mercados ocasiona custos de transação significantes. Dessa forma, não ocorrendo custos de transação entre os mercados, a convergência será absoluta, caso contrário, a convergência será condicional. No caso condicional, explica-se que cada mercado converge para seu próprio estado estacionário (ou preço de equilíbrio).

4.2 Modelo não linear

O processo de convergência pode não ser uniforme, desta forma, os mercados podem convergir em certas condições econômicas, políticas ou institucionais, enquanto divergem em outras. Beyaert e Camacho (2008) propõem uma extensão ao modelo apresentado na equação (5) incluindo efeitos limiares para capturar possíveis efeitos não lineares entre as variáveis. O modelo é expresso a seguir:

$$\Delta g_{i,t}^k = [c_i^I + \rho_i^I \cdot g_{i,t-1}^k + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij}^I \cdot \Delta g_{i,t-1}^k] \cdot I\{Z_{t-1} < \lambda\} + [c_i^{II} + \rho_i^{II} \cdot g_{i,t-1}^k + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij}^{II} \cdot \Delta g_{i,t-1}^k] \cdot I\{Z_{t-1} \geq \lambda\} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

onde $I\{x\}$ é uma função indicadora que assume 1 quando x é verdadeiro e 0, caso contrário. Logo, se $Z_{t-1} < \lambda$ a equação é representada por $\Delta g_{i,t}^k = [c_i^I + \rho_i^I \cdot g_{i,t-1}^k + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij}^I \cdot \Delta g_{i,t-1}^k] + \varepsilon_{i,t}$ e no caso oposto, ou seja, quando $Z_{t-1} \geq \lambda$ tem-se que $\Delta g_{i,t}^k = [c_i^{II} + \rho_i^{II} \cdot g_{i,t-1}^k + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij}^{II} \cdot \Delta g_{i,t-1}^k] + \varepsilon_{i,t}$.

Nesse contexto, para qualquer período de observação t a dinâmica dos diferenciais de preços em termos de $P_{i,t}^k - \bar{P}_t^k$ pode acompanhar qualquer um dos dois regimes. Portanto, o regime I ocorre quando $Z_{t-1} < \lambda$ e o regime II, quando $Z_{t-1} \geq \lambda$. Onde λ é o parâmetro “*threshold*” pertencente a classe dos *threshold* autorregressivo (TAR), introduzido por Tong (1978), que aponta o valor limiar entre os regimes I e II para a variável indicadora Z_{t-1} .

Note que, a equação (5) apresentada por Evans e Karras (1996), é um caso particular do modelo abordado por Beyaert e Camacho (2008) na equação (6). No entanto, para evitar que o efeito limiar se aproxime do efeito linear, pois ambos são explicações alternativas para um mesmo fenômeno, aplica-se a restrição $0 \leq \pi_1 \leq P[Z_{t-1} \geq \lambda] \leq 1 - \pi_1$ quando realizado o processo de estimação. Dessa forma, a fração de ambos os regimes não podem ser inferiores π_1 , cujo valor apresenta-se em torno de 0,10 ou 0,15. No presente trabalho, o valor de π_1 fixado será de 0,10, de acordo com o trabalho de Beyaert e Camacho (2008).

Com relação ao modelo TAR exposto por Tong (1978), Beyaert e Camacho (2008) propõem duas extensões: a primeira consiste no uso de modelos TAR com dados em painel multivariado em detrimento das equações de séries temporais simples. A segunda, refere-se a possibilidade de não estacionariedade dos dados, na forma de uma raiz unitária de series individuais (mercado) quando $\rho_i = 0$. Essa última extensão foi considerada por Carner e Hansen (2001) embora seu modelo seja limitado a séries simples, enquanto aqui, aborda-se um painel de N séries de tempo.

Note que o modelo (6) despondará divergência se $\rho_i^I = \rho_i^{II} = 0 \forall i$. Alternativamente, corresponderá um processo convergente global se $0 < -\rho_i^r < 1 \forall i$ e $r = I, II$. Finalmente, a convergência parcial (ou divergência parcial) surgirá se $0 < -\rho_i^r < 1$

mas, $\rho_i^j = 0 \forall i$ e $r \neq j$, ou seja, quando um mercado converge em um regime, porém diverge em outros.

Na equação (6), Z_t é chamada de variável de transição, que pode ser exógena quando se refere a diferentes variáveis econômicas apenas de $g_{i,t}^k$, ou endógenas quando seus valores são obtidos diretamente das variáveis $g_{i,t}^k$, salvo que o estudo foca no caso que Z_t são endógenas. Portanto, escolhe-se $Z_t = g_{m,t}^k - g_{m,t-d}^k$, para algum m e algum $0 < d \leq p$ (onde m e d não são *a priori* fixos, mas determinados endogenamente). Com isso, do ponto de vista estatístico, Z_t torna-se estacionária se a economia converge ($g_{i,t}^k \sim I(0)$ para todo i e todos os regimes), ou não estacionária ($g_{i,t}^k \sim I(1)$ para um ou ambos os regimes). Do ponto de vista econômico, isso significa dizer que a mudança de um regime para outro relaciona-se aos custos de transação do mercado j nos últimos períodos d .

Em (6), assume-se que p é suficientemente grande, desse modo, propicia que $\varepsilon_{i,t}$ seja um processo do tipo *white noise* (ruído branco) para cada i . No entanto, mesmo com a exclusão da correlação serial, não é possível rejeitar a correlação contemporânea entre os mercados amostrados. Economicamente, embora ocorram choques serialmente não correlacionados, é provável que mercados convergentes sejam afetados pelos mesmos tipos de choques. Portanto, define-se $\varepsilon_i = [\varepsilon_{i,1}, \dots, \varepsilon_{i,T}]'$ e $\varepsilon = [\varepsilon'_1, \varepsilon'_2, \dots, \varepsilon'_i]'$, a matriz variância-covariância de ε não é diagonal e possivelmente satisfaz:

$$V = \Omega \otimes I_T \quad (7)$$

$$\text{onde } \Omega = [\sigma_{im}]_{i,m=1,\dots,N}, \text{ com } \sigma_{im} = \text{cov}(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{m,t}) \forall t.$$

4.3 Estimação e testes

O modelo (6) é estimado por mínimos quadrados. No entanto, atribuída a dependência dos coeficientes sobre o valor limiar da variável de transição (ambos desconhecidos), e dado a estrutura (7), onde Ω é não conhecido, torna-se conveniente usar uma abordagem de Mínimos Generalizados Factíveis (MQGF).

Os valores dos parâmetros λ , m e d são coletados do vetor $\theta_0 = [\lambda_0, m_0, d_0]'$. Portanto, condicionado a θ_0 , o modelo (6) apresenta-se como uma equação de dados em painel com variáveis dummies (binárias) conhecidas. Nesse contexto, a estimação da equação

(6) consiste em buscar valores de θ que minimizem a variância amostral $S_{\theta_0}^2$. Da seguinte forma:

$$\hat{\theta} \equiv [\hat{\lambda}, \hat{m}, \hat{d}] = \arg \min_{\theta_0} (S_{\theta_0}^2) \quad (8)$$

então, sugere-se o procedimento de estimação *grid* de pesquisa, que consiste em estimar o modelo (6) por MQGF com diferentes valores de θ_0 , que obtêm o peso correspondente da soma dos quadrados residuais, $S_{\theta_0}^2 = \frac{1}{T} \hat{\varepsilon}'_{\theta_0} \hat{V}_0^{-1} \hat{\varepsilon}_{\theta_0}$ (onde \hat{V}_0 é o valor estimado de mínimos quadrados da matriz de variância e covariância V definida na equação (7)). Tal método de estimação será tratado no estudo como *grid*-MQGF.

Após a estimação do modelo (6), deve-se verificar a superioridade deste em relação ao modelo (5) de Evans-Karras (pelo teste de linearidade). Caso o modelo (6) seja superior ao modelo (5), testa-se a existência de convergência contra divergência, por aplicação de algum teste de raiz unitária nos coeficientes ρ da equação (6). Por fim, se há evidência de convergência, é necessário testar a convergência absoluta contra a condicionada por meio de um teste nos coeficientes c da equação (6).

4.3.1 Teste de Linearidade

No teste de linearidade a hipótese nula será o modelo (5) versus a alternativa, o modelo (6), ou seja, que o modelo linear é o adequado contra a especificação que favorece o efeito limiar. Contudo, há o problema da não identificação dos parâmetros λ , m e d sob hipótese nula, pois são definidos somente na hipótese alternativa. Assim, os testes estatísticos convencionais, como razão de verossimilhança, Wald, ou testes LM, não apresentam distribuição padrão sob hipótese nula (Hansen, 1996). Em uma estrutura TAR de equação simples, Hansen (1999) e Caner e Hansen (2001) utilizaram técnicas de simulações de *bootstrap* para obterem os valores críticos. As quais foram adequadas por Beyaert e Camacho (2008) para o modelo (6), ou seja, TAR com dados em painel. Nesse contexto, testa-se qual o modelo apropriado sob hipótese nula:

$$H_{0,1}: c_i^I = c_i^{II}, \quad \rho_i^I = \rho_i^{II}, \quad \varphi_{i,j}^I = \varphi_{i,j}^{II} \quad (9)$$

$\forall i = 1, \dots, N$ e $\forall j = 1, \dots, p$, contra a hipótese alternativa de que nem todos os coeficientes sejam iguais em ambos os regimes. O modelo linear é estimado por MQGF enquanto o modelo com efeito *threshold* por meio de *grid*-MQGF. Posteriormente, computa-se o valor da função de verossimilhança para o ponto de estimação de cada modelo, e obtém:

$$\mathcal{E}_{1,2} = -2\ln(L_1/L_2) \quad (10)$$

em que L_1 é o valor de verossimilhança de um modelo linear de um regime/equação (5) e L_2 é o valor de verossimilhança do modelo TAR de dois regimes/equação (6). A hipótese nula seria rejeitada se $\mathcal{E}_{1,2}$ apresentar-se demasiadamente grande. Para saber quão grande é o valor de $\mathcal{E}_{1,2}$, obtém-se os valores críticos pelo procedimento *bootstrap* conforme Caner e Hansen (2001), no entanto, adapta-se tais modelos levando em consideração a correlação contemporânea dos erros entre os mercados, descritos na equação (7). Mas, até o momento, não é possível afirmar se as séries têm raízes unitárias ou não, portanto, é necessário realizar dois cenários com simulações *bootstrap* para encontrar os valores críticos de $\mathcal{E}_{1,2}$. O primeiro, é baseado em uma estimação não restrita do modelo linear, especificado em (5). O segundo, fica restrito a imposição de uma raiz unitária $\rho_i = 0$ em (5). Após a realização dos dois cenários de simulações, a inferência de linearidade é baseada no maior valor probabilístico de *bootstrap*. Se não for rejeitada a hipótese nula de linearidade, baseia-se o modelo no procedimento *bootstrap* de Evans e Karras (1996). Caso seja rejeitada, o restante da análise é direcionado pelo modelo não-linear TAR, na equação (6).

4.3.2 Testes de Convergência

Dado que as evidências empíricas favorecem o modelo (6), o próximo passo busca testar convergência versus divergência. Logo, a hipótese nula para o modelo (6) será:

$$H_{0,2}: \rho_i^I = \rho_i^{II} = 0 \quad \forall i \quad (11)$$

A hipótese (11) aponta ausência de convergência em ambos os regimes, I e II. Ademais, três hipóteses alternativas são de interesse econômico e podem ser testadas a seguir:

$$H_{A,2a}: \rho_i^I < 0, \rho_i^{II} < 0 \quad \forall i \quad (11a)$$

$$H_{A,2b}: \rho_i^I < 0, \rho_i^{II} = 0 \quad \forall i \quad (11b)$$

$$H_{A,2c}: \rho_i^I = 0, \rho_i^{II} < 0 \quad \forall i \quad (11c)$$

A hipótese alternativa (11a) significa convergência global, em ambos os regimes. Já as hipóteses (11b) e (11c) revelam que a convergência ocorre somente sob o regime *I* ou somente sob o regime *II*, respectivamente. Essa situação, refere-se a “convergência parcial”. É possível notar que a hipótese nula e as hipóteses alternativas assumem que os coeficientes ρ satisfazem as mesmas propriedades para todos os mercados em um tempo específico. Isso será consistente com a definição de série $g_{i,t}^k$. Essas séries são os desvios de suas médias *cross-section* comum. Então, como um dos mercados não está convergindo com os outros (mesmo que todos os outros mercados sejam convergentes entre si), nenhuma série $g_{i,t}^k$ pode ser $I(0)$. Em outras palavras, as séries $g_{i,t}^k$ em painel são todas $I(0)$ ou todas $I(1)$.

A fim de realizar os testes que discriminam entre as três hipóteses alternativas, Beyaert e Camacho (2008) adotaram o procedimento sugerido por Caner e Hansen (2001) de realizar um teste fundamentado no critério de Wald contra a hipótese alternativa $H_{A,2a}$ de convergência global. Beyaert e Camacho (2008) adequam essa proposição para dados em painel, mostrando a estatísticas como:

$$R_2 = t_I^2 + t_{II}^2 \quad (12)$$

onde t_I e t_{II} são estatísticas do tipo- t associadas com a estimação de ρ_i^I e ρ_i^{II} , respectivamente, no modelo (6). Se $\hat{\rho}_i^r$ é a estimação *grid*-MQGF de ρ_i^r para cada regime r , têm-se $t_r = \hat{\rho}_i^r / S_{\rho_i^r}$ para $r = I, II$. Dado o conceito de R_2 , valores estatísticos elevados favorecem a convergência.

Para hipótese alternativa de convergência parcial $H_{A,2b}$, a estatística a ser utilizada será t_I , enquanto t_{II} poderá ser testado contra a convergência parcial $H_{A,2c}$. Estes são testes do lado esquerdo. Então, se t_I (t_{II}) é muito pequeno, enquanto t_{II} (t_I) não é, os dados favorecem a hipótese de convergência sob regime *I* (*II*) e divergência sob regime *II* (*I*). Novamente, usa-se simulações *bootstrap* para delimitar os valores probabilísticos adequados.

Por último, discrimina-se entre a convergência absoluta ou condicional. Convergência absoluta implica que os mercados i caminham para convergir para o mesmo estado estacionário. Enquanto a convergência condicional significa que todos os mercados i

tendem para equilíbrios estacionários diferentes, possivelmente, por apresentarem custos de transação com assimetrias. Portanto, nos termos do modelo (6), considerando TAR (11a), ou seja, sob a manutenção da hipótese que $\rho_i^r < 0 \forall i = 1, \dots, N$ e $\forall r = I, II$, as hipóteses para esses testes são:

$$H_{0,3.1}: c_i^r = 0; \forall i = 1, \dots, N; r = I, II \quad (13)$$

$$H_{A,3.1a}: c_i^r \neq 0; \text{ para algum } i; r = I, II \quad (13a)$$

$$H_{A,3.1b}: c_i^I = 0; \forall i = 1, \dots, N; c_i^{II} \neq 0 \text{ para algum } i \quad (13b)$$

$$H_{A,3.1c}: c_i^I \neq 0 \text{ para algum } i; c_i^{II} = 0 \forall i = 1, \dots, N \quad (13c)$$

Representada pela equação (13), a hipótese nula evidencia que a convergência é absoluta em ambos os regimes. Já a equação (13a) de hipótese alternativa aponta que existe convergência condicional em ambos os regimes. A hipótese alternativa (13b) significa convergência absoluta no regime *I* e condicional no regime *II*, enquanto a alternativa (13c) compreende convergência condicional no regime *I* e absoluta no regime *II*.

Será ilustrado, por exemplo, o caso de convergência condicional somente no regime *I*, sendo o teste:

$$H_{0,3.2}: c_i^I = 0; \forall i = 1, \dots, N \quad (14)$$

$$H_{A,3.2}: c_i^I \neq 0; \text{ para algum } i \quad (15)$$

Onde a hipótese nula em (14) elucida convergência absoluta, e a hipótese alternativa (15) reflete a convergência condicional, ambas em relação ao regime analisado. Dessa forma, é possível realizar de maneira similar o teste para suposição de convergência parcial apenas para o regime *II*. Sabendo-se que a variável de transição apresenta endogeneidade, os *p*-valores são obtidos por *bootstrap* por meio do ajustamento do modelo linear com imposição da restrição $c_i^I = 0; \forall i = 1, \dots, N$.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Primeiro, faz-se uma análise descritiva dos dados. Os produtos que se destacam com maiores preços médios nas distribuidoras brasileiras são: o morango, a alface, a pera-estrangeira e a uva-italia, que custam em média, R\$ 9,42, R\$ 8,54, R\$ 4,96 e R\$ 4,31, respectivamente. Suas medidas foram avaliadas em quilogramas, exceto a alface, que é vendida em dezenas. Destarte, mostram-se com menores preços: a melancia, R\$ 0,90, o repolho, R\$ 0,99 e a laranja-pera, R\$ 1,03, por quilograma. Ademais, ao analisar o desvio padrão, o morango varia, em média, 5,71 R\$/Kg, enquanto a melancia possui menor dispersão no período observado e varia 31 centavos por quilograma.

Pode-se observar ainda as disparidades de preços de alguns produtos no período. Os produtos cujos valores apresentaram discrepâncias de preços são: o morango, com mínimo de R\$ 1,18 e preço máximo de R\$ 98,09; a alface com mínimo de 0,39 e máximo de R\$ 31,76 e a mandioca-aipim que oscila de 35 centavos a R\$ 26,75. A variabilidade destes é grande, talvez, devido à sensibilidade na produção de hortícolas, que podem ser afetadas por fatores externos aos produtores, como estiagens, excesso de chuvas, etc., o que reduz a oferta. Ou ainda, pelo fato de alguns mercados estarem localizados em regiões que produzem determinados produtos em pequena escala e necessitam importar das regiões produtoras. Desse modo, os custos ficam elevados e, na maioria das vezes, repassados para os consumidores.

Tabela 5 - Estatística descritiva dos preços no mercado atacadista de alimentos no Brasil.

Produtos	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Abacate	1648	2,16	1,01	0,44	6,96
Abacaxi	1648	2,68	1,10	0,69	7,04
Abóbora	1648	1,28	0,51	0,06	5,06
Abobrinha	1648	1,70	0,78	0,30	5,29
Alface	1648	8,83	6,97	0,39	31,76
Banana-prata	1648	1,72	0,63	0,09	4,12
Batata	1648	1,73	0,68	0,49	4,60
Batata-doce	1648	1,41	0,42	0,41	3,22
Berinjela	1648	1,77	0,66	0,36	5,46
Beterraba	1648	1,54	0,53	0,28	3,92
Cebola	1648	1,68	0,72	0,37	7,06
Cenoura	1648	1,56	0,53	0,46	3,81
Chuchu	1648	1,13	0,58	0,13	7,03
Coco-verde	1648	1,42	0,74	0,36	5,17
Couve	1648	2,78	1,51	0,44	11,55
Couve-flor	1648	3,21	1,48	0,39	22,61

(continua)

(continuação)

Produtos	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Goiaba	1648	2,81	1,15	0,66	7,39
Jiló	1648	2,67	1,35	0,36	10,17
Laranja-pera	1648	1,03	0,33	0,33	4,05
Limão-taiti	1648	1,71	0,89	0,48	8,85
Maçã-nacional	1648	3,08	0,79	1,21	6,25
Mamão-havaí	1648	2,19	1,13	0,51	16,11
Mandioca-aipim	1648	1,04	0,73	0,35	26,75
Manga	1648	1,96	0,84	0,39	7,00
Maracujá-azedo	1648	2,90	1,08	0,86	8,84
Melancia	1648	0,90	0,31	0,08	2,11
Melão-amarelo	1648	2,05	0,70	0,49	4,85
Morango	1648	9,42	5,71	1,18	98,09
Ovo	1648	2,60	0,70	0,19	10,85
Pepino	1648	1,23	0,46	0,22	3,69
Pera-estrangeira	1648	4,96	1,23	1,76	11,15
Pimentão-verde	1648	2,11	0,77	0,42	5,49
Quiabo	1648	3,28	1,44	0,47	8,99
Repolho	1648	0,99	0,60	0,10	5,23
Tomate	1648	1,96	0,91	0,38	16,83
Uva-ítmalia	1648	4,31	1,01	1,47	8,65
Vagem	1648	3,45	1,41	0,46	8,65

Fonte: BARBOSA (2017).

Após, analisa-se o modelo e suas estimações. Os trabalhos realizados para encontrar possíveis *threshold*, foram utilizados em países ou estados, conforme Beyarte e Camacho (2008) e Tabosa, Ferreira e Castelar (2014), respectivamente. O primeiro, utilizou o PIB per capita, dividindo em blocos os países europeus. Enquanto o segundo, aplicou para unidades federativas do Brasil, apenas para o preço no atacado do tomate. Nesta pesquisa, aborda-se a possibilidade de existência do *threshold* do preço no atacado de cada um dos 37 produtos hortifrútmis da amostra, observados nos 16 mercados distribuidores.

É importante esclarecer que os dados foram estimados para os modelos com limiar, porém, em todos os 37 produtos analisados, as evidências estatísticas apontaram para rejeição do modelo TAR. Dessa forma, foi possível apenas a estimação pelo método de Evans-Karras, indicando que não houve no período da amostra distorções nos preços que não retornassem ao equilíbrio de longo prazo. Ou seja, não foram confirmados empiricamente *threshold* no período, que compreende jan/2007 a jul/2015. Os testes são apresentados na Tabela 2.1A, no anexo, os quais mostram a não rejeição do modelo linear, em ambas as abordagens utilizadas.

Diante da rejeição do modelo com limiar, na Tabela 5, podem ser observados os dois testes da estimação Evans-Karras (modelo linear). Primeiro, observa-se a hipótese nula

de divergência (mercados não integrados) contra a alternativa de convergência (mercados integrados). Segundo, será testada a hipótese nula de convergência absoluta (ou mercados sem custo de transação) contra a alternativa de convergência condicional (ou mercados com custos de transação).

O primeiro teste aponta para uma integração de cada produto, nos 16 mercados. Desse modo, os sinais negativos nos coeficientes betas indicam uma redução na taxa de crescimento dos preços ao longo do período. Dessa forma, no longo prazo, os preços são dissipados até atingirem um preço único em todos os mercados, possibilitando a integração entre os mercados brasileiros de preços atacadistas e comprovando-se a Lei do Preço Único nos mesmos.

Diante do exposto, pode-se ratificar que os mercados atacadistas de hortifrúteis possuem características de interdependência. Na análise de integração espacial dos mercados, Mattos (2008) afirmou que, elevados custos de transação tendem a crescer com a distância física, com o tempo para transferências de bens e informações, além de outros fatores que impossibilitam o fluxo comercial entre as localidades. Os resultados de Tabosa, Ferreira e Castelar (2014) confirmaram a hipótese de integração entre os principais mercados brasileiros de tomate, evidenciando custos de transação. Por fim, têm-se que cada mercado tem seu preço de equilíbrio, entretanto, a distância entre esses preços é limitada a esses custos de transação.

O segundo teste afirma que todos os mercados possuem uma condicionalidade em sua convergência. Dito isto, supõe-se que essa condição de convergência são os custos de transação, os quais estão associados a legislação dos estados, logística do setor, subsídios do governo, cambio de informações, custo de transportes, precibilidade dos produtos, etc.

Segundo Barret (2001), caso não sejam considerados os custos de transação, as devidas análises não apresentam uma relação verídica entre os mercados. Já Fackler e Goodwin (2000) diagnosticaram que esse problema é latente em países emergentes, que é o caso do Brasil. Portanto, tais problemas podem ser relacionados a infraestrutura de transporte, velocidade de comunicação, garantias contratuais e instabilidades políticas mais frequentes, que resultam em elevações nos custos.

Tabela 6 - Modelo Linear Evans-Karras para o teste de convergência.

Produtos	Modelo Linear		
	Divergência vs Convergência		Convergência Absoluta vs Condicional
	beta	p-valor	p-valor
Abacate	-0,6640	0,0000	0,0000
Abacaxi	-0,6045	0,0000	0,0000

(continua)

(continuação)

Produtos	Modelo Linear		
	Divergência vs Convergência		Convergência Absoluta vs Condicional
	beta	p-valor	p-valor
Abóbora	-0,6184	0,0000	0,0000
Abobrinha	-0,8271	0,0000	0,0000
Alface	-0,7661	0,0000	0,0000
Banana-prata	-0,5883	0,0000	0,0000
Batata	-0,8136	0,0000	0,0000
Batata-doce	-0,4598	0,0000	0,0000
Berinjela	-0,6691	0,0000	0,0000
Beterraba	-0,7082	0,0000	0,0000
Cebola	-0,8166	0,0000	0,0000
Cenoura	-0,7191	0,0000	0,0000
Chuchu	-0,8711	0,0000	0,0000
Coco-verde	-0,4191	0,0000	0,0000
Couve	-0,7059	0,0000	0,0000
Couve-flor	-0,8728	0,0000	0,0000
Goiaba	-0,4963	0,0000	0,0000
Jiló	-0,6182	0,0000	0,0000
Laranja-pera	-0,5626	0,0000	0,0000
Limão-taiti	-0,8200	0,0000	0,0000
Maçã-nacional	-0,6512	0,0000	0,0000
Mamão-havaí	-0,8160	0,0000	0,0000
Mandioca-aipim	-0,4015	0,0000	0,0000
Manga	-0,6883	0,0000	0,0000
Maracujá-azedo	-0,8593	0,0000	0,0000
Melancia	-0,7319	0,0000	0,0000
Melão-amarelo	-0,6392	0,0000	0,0000
Morango	-0,1863	0,0000	0,0000
Ovo	-0,6308	0,0000	0,0000
Pepino	-0,8060	0,0000	0,0000
Pera-estrangeira	-0,7272	0,0000	0,0000
Pimentão-verde	-0,7208	0,0000	0,0000
Quiabo	-0,7116	0,0000	0,0000
Repolho	-0,6646	0,0000	0,0000
Tomate	-0,8115	0,0000	0,0000
Uva-itália	-0,8444	0,0000	0,0000
Vagem	-0,4191	0,0000	0,0000

Fonte: BARBOSA (2017).

Obs.: O segundo teste não apresenta os valores dos custos de transação, pois esses valores são estimados para cada estado, o que causaria uma poluição visual. No entanto, podem ser encontrados Quadro 2.2A.

Com relação a perecibilidade dos produtos, Mattos (2008) explicou que deve ocorrer cuidados especiais no manuseio de conservação, tanto para armazenagem quanto para transporte, elevando de forma expressiva os custos envolvidos. Na análise dos mercados atacadistas de tomate no Brasil, evidenciou-se resultados empíricos de convergência dos

preços com a presença de custos de transação, que favoreceu a existência de um processo de integração entre os mercados (TABOSA; FERREIRA & CASTELAR, 2014).

Na Tabela 2.2A (anexo), observa-se que os mercados Belém, Campo Grande, Florianópolis, João Pessoa, Porto Alegre, Rio de Janeiro, São Paulo e Uberaba apresentam custos de transação com valores menores que zero para todos os produtos da amostra. Por outro lado, Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Natal, Recife, Salvador, Sorocaba e Vitória obtêm resultados positivos nos custos de transação. Tal fato mostra que os coeficientes do intercepto (custos de transação) têm valores positivos e negativos nas regressões de todos os produtos. Portanto, pode-se confirmar que, no geral, os mercados possuem custos de transação.

Diante disso, é possível que os mercados possuam um custo de negociação do produto, que vai desde o acordo contratual até a entrega dos produtos nos mercados distribuidores. Tais custos podem ser positivos, negativos ou nulos. É possível que, os mercados que possuem custos negativos são àqueles cujos atacadistas baixam os preços e absorvem os custos de transação, com intuito de continuarem competitivos nestes mercados. Por outro lado, os custos positivos podem estar associados a uma negociação realizada com maiores formalidades contratuais, o que garante uma redução das incertezas desses distribuidores.

O resultado atípico ocorre para o morango, que apresenta uma convergência para os custos de transação com uma tendência para zero. Uma possível justificativa pode ser analisada por meio do coeficiente de convergência beta, que corrobora com tal resultado ao apresentar a maior velocidade de convergência entre os produtos analisados. Dessa forma, argumenta-se que há possibilidade da produção de morango ser realizada em regiões com alta proximidade, o que impossibilita algum ganho de arbitragem, pois apresenta uma rápida interação de informações entre os mercados, e uma logística de transporte mais eficiente, conforme predito na teoria de integração espacial dos mercados.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O capítulo segundo buscou examinar uma quebra estrutural permanente (limiar), usando modelo *Threshold* Autorregressivo nos preços dos 37 produtos hostifrutigranjeiros, no período de jan/2007 a jul/2015. Tal modelo, foi desenvolvido por Beyaert e Camacho (2008), com base no modelo de Evans Karras (1996).

Foram realizados diversos testes no modelo, após aplicou-se *bootstrap* para demonstrar a validade estatísticas dos estimadores. Os testes estimados mostram que não há evidências de *threshold* na amostra analisada. Dessa forma, utiliza-se apenas o modelo linear, o qual indica convergência de todos os produtos em todos os mercados da amostra, condicionados aos custos de transação existentes.

Consequente, os custos de transação são examinados para todos os mercados analisados, indicando que todos esses produtos tem um custo adicional. Pode-se observar uma exceção para o morango, o qual apresenta-se na análise gráfica com uma tendência de nulidade em seus custos de transação, possivelmente, devido as regiões produtoras serem muito próximas, o que aumenta a integração nesses mercados. A dinâmica de variações de preços nos mercados são afetadas pelos valores dos fretes, embalagens, manutenção da perecibilidade, entre outros fatores. Portanto, garantindo o transporte destes com segurança e qualidade até o destino final, que são os consumidores.

O fato de não ocorrer nenhuma quebra estrutural nas séries analisadas, pode ser derivado dos bons resultados na agropecuária brasileira nos últimos quinze anos. Porém, o modelo linear explica que, embora haja convergência nesses mercados, existem custos de transação positivo, que podem ser ocasionados devido a estrutura de escoamento de carga não ter acompanhado o crescimento tecnológico e produtivo do Brasil, ou seja, os transportes aquaferroviários ainda são precários comparados aos países desenvolvidos.

Embora tenha algumas limitações no período de tempo, pode-se aprofundar o estudo. Uma sugestão seria encontrar variáveis que pudessem capturar os custos de transação. Por fim, é necessário investir nas linhas rodoviárias, férreas e portos, objetivando dar mobilidade no escoamento das cargas.

CAPÍTULO 3

TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS NO PREÇO DOS PRINCIPAIS ESTADOS PRODUTORES DE SOJA DO BRASIL

1 INTRODUÇÃO

A cadeia produtiva do agronegócio envolve a fabricação de insumos, a produção nas fazendas, a transformação ou processamento industrial e a distribuição do produto até o consumidor. O setor incorpora pesquisa em assistência técnica, processamento, transporte, comercialização, crédito, exportação, serviços portuários e bolsas de mercadorias. Ou seja, a atividade agropecuária é responsável por uma parcela significativa na atividade econômica do país.

Nesse contexto, Libera e Waquil (2009) explicaram que o comportamento dos preços mediante informações passadas e a verificação da dinâmica de preços entre mercados se tornam oportunas tanto para os tomadores de decisões, como para os formuladores de políticas setoriais e demais interessados. Os autores mostraram que a safra 2007-2008, apontava o Brasil como segundo produtor mundial de soja, perfazendo 26,8%. O maior produtor era os Estados Unidos, com 35% da produção. Outros importantes produtores foram Argentina e China, que tinham uma participação de 19,4% e 7,4% da produção da soja, respectivamente. Por fim, projetaram que o Brasil ultrapassaria os Estados Unidos como maior produtor mundial, chegando na safra de 2016-2017 com 33,10% da produção de soja.

De forma semelhante, o estudo de Silva (2013) mostrou que a produção mundial de grãos de soja na safra 2010-2011 atingiu 263,7 milhões de toneladas, perfazendo um cultivo de 103,5 milhões de hectares. Os três maiores produtores superaram os 80% da produção global do grão, sendo eles: Estados Unidos (34,3%), Brasil (28,6%) e Argentina (18,5%). Ademais, a taxa de crescimento que compreendeu o período entre a safra 2000-2001 e 2010-2011, a produção de soja brasileira cresceu em taxa geométrica, com média de 6,5 a.a., enquanto a Argentina e os Estados Unidos cresceram 6,0% e 1,8%, respectivamente. Desse modo, observa-se o ganho relativo da importância da produção da América do Sul para o gênero agrícola.

Castro, Almeida e Lima (2015) citaram o Centro-Oeste e o Sul como regiões que alavancaram a produção de soja no Brasil. De início, a soja foi importada dos Estados Unidos para o Sul país, devido as condições edafoclimáticas favoráveis na região. Posteriormente,

foram desenvolvidas novas técnicas de cultivo e adaptação, o que tornou possível a inclusão da produção em novas fronteiras agrícolas, como na região Centro-Oeste.

De forma semelhante, Vieira Filho (2016) afirmou que a expansão da soja e do milho ocorre do Sul em direção ao Centro-Oeste do país, com crescimento recente no Matopiba. Na perspectiva de analisar o percentual relativo da produção de soja nas regiões brasileiras, observou-se que o Sul passou de 57,8% em 1990 para 37,1% em 2013. O Centro-Oeste foi de 32,4% em 1990 para 46,8% em 2013. O Matopiba, cresceu de 1,3% para 8,4% em 2013. Diante do exposto, pode-se afirmar que a região Centro-Oeste e Sul são responsáveis por 83,9% da produção total de soja do país.

Desde de a abertura comercial em 1990, desenvolveu-se políticas voltadas para uma dinamização e introdução de tecnologias no setor agropecuário brasileiro, principalmente, na produção de soja. Essas medidas foram essenciais para uma maior comercialização do produto e competitividade no mercado interno e externo. Diante da relevância da sojicultura, surge a problemática da propagação de choques econômicos entre os mercados produtores, que tornam as flutuações econômicas de curto prazo semelhantes. Tal fato, contribui para a presença de co-movimentos na atividade econômica dos estados, que leva a origem de ciclos comuns. Portanto, como são formados os co-movimentos em relação aos preços da soja no curto e longo prazo dos três estados analisados?

Com intuito de solucionar essa interrogação, o objetivo do presente estudo está pautado na possível existência de componentes de tendências e ciclos comuns, que envolvam os três principais produtores de soja no Brasil: Mato Grosso (MT), Paraná (PR), Rio Grande do Sul (RS), respectivamente. Diante disso, busca-se diagnosticar as características semelhantes entre os mercados da soja por meio do comportamento temporal (as tendências comuns), e o comportamento de curto prazo (os ciclos comuns). Ademais, avaliar as correlações entre as tendências e ciclos comuns dos determinados mercados.

Para encontrar tais evidências, utilizam-se alguns testes de raiz unitária. Adiante, usa-se a abordagem de decomposição multivariada, que testa a existência de ciclos e tendências comuns por meio de uma estimação dos vetores autorregressivos. O processo adotado será baseado no modelo desenvolvido por Vahid e Engle (1993). Além do que, o estudo tem grande relevância para literatura econômica, tendo em vista, compreender a dinâmica o comportamento da soja após a crise de 2008. Depois, pode-se diagnosticar os possíveis períodos na amostra que ocorrem ciclos comuns, bem como, discorrer quais as possíveis causas do provável fenômeno. Por fim, o trabalho fornecerá conhecimento aos

agentes envolvidos no processo produtivo da soja na região, aos formadores de políticas e aos órgãos técnicos de assistência.

O presente artigo será composto por esta introdução e mais quatro seções. A segunda seção discorrerá uma revisão da literatura sobre o mercado da soja no Brasil e no mundo. Após, a terceira seção mostrará os dados utilizados na pesquisa e os procedimentos econométricos a serem abordados. Consequente, a quarta seção apresentará as discussões dos resultados. Por fim, a seção quinta será dedicada às considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 O Agronegócio no Brasil

O agronegócio intensivo em conhecimento foi organizado após a criação da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA) em 1973. Em 1960 o Brasil importava alimentos como milho, arroz, cereais e carne de frango. Contudo, com a implantação de técnicas de calagem no solo ácido do cerrado, pôde-se transforma-lo em terras aráveis. Ademais, exigiu-se a “tropicalização” da soja, e a inserção de bactérias nas sementes capturou nitrogênio do solo, o que tornou possível uma maior produção com menos fertilizantes (VIEIRA FILHO, 2016).

O conceito de agronegócio é baseado na soma de quatros segmentos: os insumos para agropecuária, produção agropecuária básica (conhecida também como primária ou “dentro da porteira”), agroindústria (processamento) e serviços. O exame para esse conjunto de segmentos é realizado pelo setor agrícola (vegetal) e para pecuária (animal). Ao serem somados, dado as devidas ponderações, obtém-se a análise do agronegócio (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada-CEPEA, 2016).

A abertura comercial na década de 1990 e o plano real por volta de 1994 foram medidas fundamentais que possibilitaram uma nova dinâmica nas relações produtivas do país. Nos últimos anos foi observado um avanço vertiginoso no setor agropecuário brasileiro. Sendo que, o crescimento econômico do país tornou-se dependente da produção de bens primários, principalmente, o mercado de grãos, que tem sido apontado como setor de maior produtividade.

Segundo Gasques *et al.* (2004), o governo foi importante no aumento do crédito para esse setor, o que ocasionou crescimento nas taxas de produtividade. No geral, os beneficiados foram os agricultores de médio e grande porte. Dessa forma, os produtores acessaram recursos modernos de tecnologias, o que tornou possível o desenvolvimento e a competição com países de referências mundiais.

De acordo com Perobelli *et al.* (2007), o Brasil tenderia a ser protagonista no comércio internacional do agronegócio, como um dos maiores exportadores agrícolas. Tal ocorrência, justificava-se pelo investimento em tecnologia e elevada rentabilidade do setor. O resultado do setor agrícola em 2003 apontou para uma liderança no mercado mundial de soja, frango e carne bovina.

Com relação a estrutura fundiária das duas regiões que apresentam maior produção da soja, Zanon (2011) explicou que o Centro-Oeste apresentava predominância nas propriedades de grande porte, enquanto o Sul havia uma participação expressiva da agricultura familiar. Já Alves (2014) explicou a teoria de uma dualidade na agricultura brasileira, que possuía em 2006 4.400.527 estabelecimentos, que cobriam o território nacional. O autor destacou que 11,4% desses estabelecimentos, cerca de 500 mil, produziram 87% de todo o valor da produção no ano de 2006, enquanto 3,9 milhões deles (88,6%) geraram apenas 13% do valor da produção.

Em comparação realizada no estudo de Vieira Filho e Fornazier (2016), observou-se que a produção do setor agrícola do Brasil e dos Estados Unidos possuíam diferenças específicas, que caracterizavam-se por diferenças não somente entre, mas também dentro de cada país, devido à variedade de fatores, que incluiu clima, tecnologia e aprendizagem no processo de produção. A utilização de recursos tornou-se mais eficiente em ambos os países, permitindo-lhes produzir mais produtos com menor quantidade de insumos.

Diante do cenário mundial, a perspectiva é de aumento real dos preços para compensar as perdas de volume e sustentação de resultados positivos no agronegócio. A taxa acumulada de crescimento do PIB do Agronegócio foi de 4%, do período de Janeiro a Setembro de 2016. No mesmo período, o ramo agrícola cresceu em todos os seguimentos, com elevação de 8,52% no primário, de 5,18% em serviços, de 2,97% na indústria, e de 2,91% nos insumos (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada-CEPEA, 2016).

2.2 Mercado da Soja

O cultivo da soja foi desenvolvido pioneiramente há cerca de cinco milênios na costa leste da Ásia, principalmente ao longo do rio Yangtse, na China. No entanto, somente após a Primeira Guerra Mundial, em 1919, o grão da soja tornou-se um item importante no comércio exterior. Pode-se considerar como marco de consolidação mundial da cadeia produtiva de sojicultura, a fundação da American Soybean Association (ASA), no ano de 1921 (APROSOJA BRASIL, 2016).

A soja tem sido o quarto grão mais consumido e produzido globalmente, atrás do milho, trigo e arroz, além de ser a principal oleaginosa cultivada anualmente. Considerando a safra de 2000-2001 e 2012-2013, a cultura de soja e milho apresentaram os crescimentos absolutos mais expressivo, tanto em consumo como em produção. Com relação ao consumo, o milho cresceu 65% enquanto a soja cresceu 62%. Já na produção, a soja apresentou 57% e o

milho 54% nas taxas de crescimento no período observado (HIRAKURI & LAZZAROTTO, 2014).

A soja foi testada no Brasil no final do século XIX, porém, apenas em 1940, passou a ter importância econômica no Rio Grande do Sul. Já a expansão da sojicultura ocorreu em 1960, quando avançou para os estados de Santa Catarina e Paraná. Em 1949, o país apresentou-se como produtor mundial com uma produção de 25 mil toneladas. Já em 1969, esses estados chegaram a 98% de toda a produção de soja do país, devido a adaptabilidade do grão naquela região (ESPÍNDOLA e CUNHA, 2015). Sua expansão teve rápido crescimento por intermédio da demanda interna e externa por produtos derivados da leguminosa, no entanto, foram as políticas públicas do governo a chave do desenvolvimento desse setor (WARNKEN, 2000).

No final da década de 1970, mais de 80% da produção de soja concentrava-se na região Sul do Brasil, embora a região Centro-Oeste, sinalizava a sua disposição a participar de forma ativa da produção da oleaginosa, que ocorreu de fato na década de 1980 (DALL'AGNOL, 2011). O Brasil apresenta duas regiões produtoras e com firmas processadoras de soja com peculiaridades próprias: a região tradicional (Sul) e a região dos cerrados. Na primeira, encontra-se unidades de produção agrícola de menor escala, com forte presença de cooperativas e elevada quantidade de plantas processadoras de soja. Enquanto a segunda, apresenta desenvolvimento recente, com unidades agrícolas de maior escala e menor número de firmas processadoras (SEDIYAMA *et al.*, 2013).

Em estudo para examinar a existência de cointegração, Abitante (2008) utilizou preços dos contratos de mercado *spot* e futuro de soja negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) e na *Chicago Board of Trade* (CBOT), com vencimentos de março a setembro/2005, além de novembro de 2005. No caso da BM&F, a cointegração foi detectada nos vencimentos de abril, maio e novembro/2005. Já na CBOT, apresentou-se cointegração nos vencimentos de janeiro, março, setembro e novembro/2005.

De forma similar, Libera e Waquil (2009) utilizaram os métodos de pesquisas: teste de raiz unitária, teste de cointegração, teste de causalidade de Granger, estimação da elasticidade da transmissão de preços e correção de erro. O objetivo do estudo foi verificar como ocorre a transmissão de preços no mercado físico e mercado futuro da soja no Brasil, no período de julho de 1994 a junho de 2008. Os resultados indicaram a presença de cointegração e transmissão de preços entre o mercado de soja físico e futuro. Portanto, pôde-se constatar a existência de uma relação linear de equilíbrio no longo prazo, que validou a Lei do Preço Único e confirmou a integração dos mercados analisados.

Aplicando a mesma metodologia, Sousa e Campos (2009) utilizaram pares de estados para diagnosticar a transmissão dos preços da soja e comprovar a Lei do Preço Único, sendo: Mato Grosso e Paraná; Mato Grosso e Rio Grande do Sul; e Paraná e Rio Grande do Sul. Foram empregados dados de preços mensais dos estados, obtidos junto ao CEPEA, da ESALQ/USP, para o período de jan/2001 a fev/2008. Apontou-se que para variações de longo prazo, ocorridas no Rio Grande do Sul, foram transmitidas quase que totalmente para os preços da soja no Mato Grosso e Paraná. Ademais, as hipóteses de perfeita integração nos mercados foram rejeitadas quando impostas restrições nos coeficientes de relacionamentos de longo prazo. Dessa forma, a Lei do Preço Único não verificou-se de forma perfeita nesse mercado de soja.

No estudo de Lescaroux (2009), utilizou-se dados mensais de 51 *commodities* de 1980 a 2008, de preços primários de commodities do FMI (Fundo Monetário Internacional). Aplicou-se a metodologia preconizada por Kydland e Prescott (1990) para confirmar que os preços de recursos brutos exibiam co-movimentos em alta frequência. No entanto, com foco no preço do petróleo e de seis metais, apresentou-se evidências de que o alto nível de correlação entre os ciclos de preços de commodities foram explicados na maioria das vezes por choques comuns aos níveis de estoque.

Na abordagem de Caretta, Righi e Schlender (2010), comparou-se dois modelos de ajuste e previsão de séries temporais, o Autorregressivo Integrado de Médias Móveis (ARIMA) e Redes Neurais Artificiais (RNA), visando a aproximação desses no comportamento de preços da soja, com séries diárias de 1997 a 2010, num total de 3.144 observações. O modelo ARIMA indicou que o retorno adquirido sobre o preço da soja é impactado em 0,282 pelo retorno obtido no dia de negociação anterior. Não obstante, o RNA apresentou superioridade nas previsões em relação ao ARIMA, pois capta dados não-lineares de forma menos limitada.

Na perspectiva de avaliar o desenvolvimento rural nos estados do Paraná e Mato Grosso, Orlandi *et al.* (2012) utilizaram a técnica de análise estatística multivariada. Suas conclusões apontaram para desconstruir a ideia de uma política comum para duas regiões distintas. Ou seja, constataram evidências de que a sojicultura contribui para o processo de desenvolvimento rural das mesorregiões produtoras, no entanto, suas contribuições nos estados analisados ocorreram de forma completamente distintas.

Na abordagem para 12 cidades do estado do Mato Grosso, Silva, Frascaroli e Sobel (2014) utilizaram os modelos *Self Exciting Threshold Auto-Regressive* (SETAR) e os Vetores de Correções de Erros com *Threshold* (TVEC), utilizando logaritmos de preços

diários de 07/01/2009 à 13/07/2012. O objetivo era captar a existência dos custos de transação por meio das transmissões de preços nos municípios analisados. O primeiro método, forneceu resultados com três regimes que corroboram com uma ‘banda-neutra’. Ademais, os parâmetros *threshold* apresentam correlações positivas com os custos de transportes, que pode ser útil na tomada de decisões quanto a arbitragem de preços. Já o TVEC não indicou a existência da ‘banda-neutra’, porém, foi diagnosticado a existência de custo de transação.

De acordo com Sousa, Guindani e Ferreira (2014), pode-se decompor a variação dos preços da soja no Mato Grosso em três efeitos: preços internacionais, taxa de câmbio e efeito interno. O período amostrado foi de 1996 a 2012, e o procedimento metodológico utilizado foi o modelo *shift-share*. Os autores concluíram que o preço internacional é o principal componente na formação do preço da soja no estado. Os produtores preferiam uma desvalorização da taxa de câmbio. Por fim, o efeito interno evidencia as condições desfavoráveis de logística e a falta de políticas direcionadas ao setor produtivo da soja.

Estudo realizado por Castro, Almeida e Lima (2015), apontou convergência espacial na produtividade de soja para as regiões Centro-oeste e Sul do Brasil. Os autores analisaram que, entre 1994 a 2013, ocorreu um processo de homogeneização da produção dessa cultura, que direcionaria o país para o maior produtor mundial de *commodity*. Já Castro e Lima (2016) criaram um Índice Geral de Desenvolvimento Socioeconômico (IGDSE) para os municípios do Mato Grosso, empregando método multivariado centrado na análise fatorial. O objetivo era diferenciar o processo de desenvolvimento por meio de uma possível relação do plantio de soja, nos anos de 2000 e 2010. Os resultados mostraram que, tanto em 2000 quanto em 2010, os municípios apresentavam relações positivas de desenvolvimentos em relação ao plantio de soja, com maiores indicadores médios em comparação aos municípios que não praticavam a cultura.

3 METODOLOGIA

3.1 Testes de Raiz Unitária

No presente estudo realizam-se diversos testes de estacionariedade em séries temporais. São utilizados os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e o método proposto por Elliot, Rothemberg e Stock (1996), que examinam se as séries do modelo são estacionárias. Ademais, por uma possível quebra de tendência observada na amostra, faz-se testes adicionais para captar raiz unitária com quebra estrutural, que são propostos por Zivot e Andrews (1992), Perron (1997) e uma transformação do ADF, permitindo uma única quebra estrutural, elaborado de acordo com estudos de Perron (1989), Perron e Vogelsang (1992), Vogelsang e Perron (1998) e Banerjee *et al.* (1992).

3.2 Modelos econométricos

Na perspectiva de analisar os movimentos dos preços da soja para os estados do Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e Mato Grosso do Sul, o estudo realizará a abordagem de decomposição multivariada de Beveridge-Nelson-Stock-Watson (BNSW). A decomposição testará a presença de dinâmicas comuns de longo e curto prazo, estimando-se um modelo de Vetor Autorregressivo (VAR). De início considera-se que os n estados sejam representados por um VAR de ordem finita p :

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde:

Y_t é um vetor de n séries integradas de primeira ordem, $I(1)$.

ϕ_i , $i = 1, 2, \dots, p$ são matrizes de dimensões $n \times n$ e $\varepsilon_t \sim Normal(0, \Omega)$, $E(\varepsilon_t) = 0$ e $E(\varepsilon_t, \varepsilon_\tau) = \{\Omega, se t = \tau e 0_{n \times n}, se t \neq \tau\}$; sendo Ω uma matriz não singular. Destarte, pode-se reescrever o modelo (1) a seguir:

$$\prod(L_t) Y_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

onde $\prod(L_t) = I_n - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i$, sendo que L representa o operador de defasagem. Nota-se que se $L = 1$, então, $\prod(1) = I_n - \sum_{i=1}^p \phi_i$.

3.3 Cointegração – restrições de longo prazo

Aqui, assume-se as seguintes hipóteses:

Proposição 1: A matriz $\Pi(\cdot)$ satisfaz:

- 1) Posto $(\Pi(1)) = r$, $0 < r < n$, sendo que $\Pi(1)$ pode ser representado como $\Pi(1) = -\alpha\beta'$, onde α e β são matrizes $n \times r$ com posto cheio em r .
- 2) A equação característica possui $n - r$ raízes iguais a 1, e as demais estão fora do círculo de raiz unitária.

A primeira hipótese explica que Y_t é uma variável cointegrada de ordem (1,1). Os coeficientes de α refletem os coeficientes de ajuste de velocidade ao equilíbrio de longo prazo, enquanto β representa o espaço de cointegração. Com a decomposição da matriz polinomial, $\Pi(L) = \Pi(1)L + \Pi^*(L)\Delta$, onde $\Delta \equiv (1 - L)$ denota o operador de diferença, pode ser obtido um modelo de vetor de correção do erro (VEC):

$$\Delta Y_t = \alpha\beta'Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde, $\alpha\beta' = -\Pi(1)$, $\Gamma_j = -\sum_{k=j+1}^p \phi_k$, com $(j = 1, 2, \dots, p - 1)$ e $\Gamma_0 = I_n$

Do mesmo modo que o exame de teste de raiz unitária, a abordagem de cointegração necessita da incorporação de quebras estruturais, caso não aconteça, os resultados encontrados podem mostrar-se viesados. Dessa forma, não rejeita-se a hipótese nula de inexistência de cointegração, dado que a teoria preconiza que a mesma deve existir.

Diante do exposto, o teste que será aplicado foi desenvolvido por Johansen, Mosconi e Nielsen (2000), onde a distribuição assintótica difere do usual “teste do traço” de Johansen (1988), sendo que o primeiro utilizou variáveis *dummies*, as quais identificaram quebras estruturais na tendência dos vetores cointegrantes. Segundo Giles e Godwin (2012), o teste de Johansen, Mosconi e Nielsen (2000) tornaram possível o cálculo dos valores críticos de forma apropriada.

3.4 Restrições de curto prazo

O modelo VAR(p) possibilita restrições de curto prazo, as quais são demonstradas por Vahid e Engle (1993).

Definição 1: A equação (3) identificará as correlação serial de característica comum (*SCCF*), caso haja uma matriz de $\tilde{\beta}'_{n \times s}$ de posto s , que representa o espaço de co-caracterização, de tal forma que $\tilde{\beta}' \Delta Y_t = \tilde{\beta}' \varepsilon_t$, onde $\tilde{\beta}' \varepsilon_t$ é um vetor de dimensão s que denota uma inovação em relação a toda informação anterior ao período t .

Isto posto, haverá restrições de características de correlação serial comum caso sejam satisfeitas as seguintes condições:

Proposição 2: $\tilde{\beta}' \Gamma_j = 0_{s \times n} \quad \forall i = 1, \dots, p - 1$

Proposição 3: $\tilde{\alpha}' \beta \alpha' = 0_{s \times n}$

3.5 Decomposição Tendência-Ciclo BNSW

A existência de ciclos comuns será testada apoiado na utilização do procedimento de correlações canônicas. A decomposição tendência-ciclo BNSW pode ser introduzida por meio da representação de Wold do vetor autorregressivo, ΔY_t , conforme:

$$\Delta Y_t = C(L) \varepsilon_t \quad (4)$$

onde, $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$ representa uma matriz polinomial no operador de defasagem, $C_0 = I_n$ e $\sum_{i=0}^{\infty} i |C_i| < \infty$. Utiliza-se a seguinte fatoração polinomial, $C(L) = C(1) + \Delta C^*(L)$, que pode ser decomposta para ΔY_t :

$$\Delta Y_t = C(1) \varepsilon_t + \Delta C^*(L) \varepsilon_t \quad (5)$$

onde, $C_i^* = \sum_{j>i}^{\infty} (-C_j)$, $i > 0$, e $C_0 = I_n - C(1)$. Desconsiderando os valores Y_0 e integrando a equação (5) em ambos os lados, tem-se:

$$\Delta Y_t = C(1) \sum_{j=1}^T \varepsilon_t + C^*(L) \varepsilon_t = T_t + C_t \quad (6)$$

Desse modo, a equação (6), demonstra a decomposição BNSW. Sendo que, Y_t , será decomposto em " n " processos de passeio aleatório (ou seja, tendências estocásticas), e " n " processos estacionários (ou seja, ciclos). À vista disso, observa-se que, $T_t = C(1) \sum_{j=1}^T \varepsilon_t$ e $C_t = C^*(L) \varepsilon_t$, que representam os componentes de tendência e ciclo, respectivamente.

Adiante, caso verifique-se restrições de longo prazo, os r vetores de cointegração são eliminados pelos componentes de tendência estocástica, o que implica em $\beta' C(1) = 0$. Dessarte, $C(1)$ possui dimensão $n - r$, que implica na existência $n - r$ tendências comuns. De forma similar, em relação as restrições de curto prazo, há s vetores de co-caracterização que anulam os ciclos, $\tilde{\beta}' C^*(L) = 0$, e $C^*(L)$ apresenta dimensão $n - s$, a qual é o número de ciclos comuns. Dessa forma, segundo Vahid e Engle (1993), uma vez que os vetores de cointegração e co-caracterização são independentes, o número de vetores de cointegração adicionado aos vetores de co-caracterização deve ser menor ou igual ao número de variáveis, $n - s \leq n$.

Nesse contexto, obtêm-se as tendências comuns pré-multiplicando a equação (6) por $\tilde{\beta}'$, tal que:

$$\tilde{\beta}' Y_t = \tilde{\beta}' C(1) \sum_{j=1}^T \varepsilon_t = \tilde{\beta}' T_t \quad (7)$$

Logo, essa combinação linear não apresenta ciclos, que são eliminados pelos vetores co-característicos. Dito isto, para obtenção dos ciclos comuns, torna-se necessário e suficiente pré-multiplicar a equação (6) por β' :

$$\beta' Y_t = \beta' C(1) C^*(L) \varepsilon_t = \beta' C_t \quad (8)$$

Tal combinação linear não contém componente de tendência, pois são expurgados pelos vetores de cointegração.

Um caso simples para estimar os componentes de tendência e ciclo de Y_t ocorre quando $r + s = n$. Se $\tilde{\beta}'$ e β' são matrizes linearmente independentes, pode-se construir uma matriz A , tal que $A_{n \times n} = (\tilde{\beta}', \beta)'$ tenha posto completo, e seja invertível. Além do que, a matriz inversa pode ser particionada como $A^{-1} = (\tilde{\beta}^- \beta^-)$. Assim, pode-se obter os componentes de tendência e ciclos a seguir:

$$Y_t = A^{-1} A Y_t = \tilde{\beta}^- (\tilde{\beta}' Y_t) + \beta^- (\beta' Y_t) = T_t + C_t \quad (9)$$

onde, $T_t = \tilde{\beta}^- (\tilde{\beta}' Y_t)$ e $C_t = \beta^- (\beta' Y_t)$. Portanto, tendência e ciclo são combinações lineares de Y_t . Ademais, nota-se que T_t é gerado por uma combinação linear de Y_t , utilizando os

vetores cointegração, que contém o componente de longo prazo (visto que $\tilde{\beta}'Y_t$ é um passeio aleatório). Em contrapartida, C_t é gerado por uma combinação linear de Y_t , usando os vetores de co-caracterização, que contém o componente de curto prazo (pois, $\beta'Y$ é $I(0)$, e serialmente correlacionado).

3.6 Teste de ciclos comuns

Com intuito de diagnosticar ciclos comuns nas séries será adotado o procedimento de correlações canônicas desenvolvido por Vahid e Engle (1993). O objetivo do teste é encontrar combinações lineares que possibilitem remover correlações baseadas em um conjunto de valores do passado. Tal combinações lineares são definidas como vetores co-característicos.

Inicialmente, estima-se o VEC para observar os termos de correção de erro da série. Ou seja, para discernir as relações de longo prazo. Aqui, retoma-se a equação (3).

$$\Delta Y_t = \alpha \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Conceituando ρ_t como um vetor de dimensão $(n \times 1)$ obtido como combinação linear do vetor ΔY_t , e η_t como um vetor de dimensão $[(np + r) \times 1]$ obtido como combinações lineares das defasagens de ΔY_t e dos termos de correção de erros, (x_t) .

$$\begin{aligned} \rho_t &= A' \Delta Y \\ \eta_t &= B' [\Delta Y_{t-1} \dots \Delta Y_{t-p+1} \alpha Y_{t-1}] \end{aligned} \quad (11)$$

Desse modo, as matrizes $A_{n \times n}$ e $B_{n \times (np+r)}$ precisam satisfazer quatro condições para serem escolhidas. As duas primeiras pontuam que os elementos ρ_t e η_t devem possuir variância unitária. A terceira viabiliza que o i -ésimo elemento de ρ_t não seja correlacionado com o j -ésimo elemento de η_t . A última condição estabelece a ordenação dos elementos ρ_t e η_t de modo que:

$$1 \geq \lambda_1 \geq \dots \lambda_n \geq 0 \quad (12)$$

Neste instante, as correlações canônicas e os valores de A e B são calculados

mediante a matriz de covariância de ΔY_t e x_t , por meio dos autovalores e autovetores. O teste estatístico é similar ao teste do traço de Johansen (1988), com a hipótese nula de que o espaço co-característico é ao menos s , conforme calculado:

$$C(p, s) = -(T - p - 1) \sum_{i=1}^s \log(1 - \lambda_i^2) \quad (13)$$

onde, λ_i^2 são as menores s correlações canônicas elevadas ao quadrado. Sob a hipótese nula $C(p, s)$ segue uma distribuição qui-quadrado com $s(np + r) - s(n - s)$ graus de liberdade, em que n é a dimensão do sistema.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Neste capítulo, apresenta-se os resultados a partir do exercício empírico. Tais exercícios iniciam-se pelos testes de estacionariedade. Adiante, serão mostrados os testes de cointegração, testes de ciclos comuns, as tendências comuns e os ciclos comuns.

4.1 Testes de Estacionariedade

Os testes iniciais realizados diagnosticam os problemas de raiz unitárias nas séries utilizadas. No entanto, nesses testes preliminares as estatísticas não apresentam quebras estruturais. Dessa forma, podem ser satisfeitas as condições necessárias para decomposição em tendências e ciclos propostos por Vahid e Engle (1993), ou seja, quando as séries apresentam-se integradas de ordem 1. Portanto, todos os índices apresentam-se estacionários em primeira diferença, o que sugere a existência de tendências estocásticas.

Contudo, as séries podem apresentar variações no tempo devido a choques econômicos. À vista disso, realiza-se o teste de raiz unitária adicionando *dummy* para captar o efeito de quebras estruturais, ou seja, de mudanças repentinas na economia, ver a Tabela 7.

Tabela 7 - Teste de estacionariedade com quebra estrutural.

		MT	PR	RS
Unit Root with Break Test $H_0 =$ Série com Raiz Unitária	Teste de Nível	-3,009	-2,8345	-2,745
		(-3,03)	(-3,03)	(-3,03)
	Teste de 1ª Diferença	-4,13*	-4,2627*	-3,07*
		(-2,88)	(-2,88)	(-2,88)

Fonte: BARBOSA (2017).

* Rejeita H_0 com 5% de significância. Teste realizado com intercepto e tendência. As defasagens foram escolhidas com base nos critérios: Schwarz, Akaike, Hannan-Quinn, Erro de Previsão (FPE).

Ao incorporar a presença endógena de quebra estrutural nas séries do preço da soja, observa-se não estacionariedade em nível, com significância estatística de 5%. No entanto, estacionárias em primeira diferença. Isto posto, os resultados apontam que o preço da soja segue um processo integrado de ordem 1.

4.2 Testes de Cointegração

De acordo com os testes da seção anterior, que implica integração nas séries de

primeira ordem, pode-se confirmar a presença de quebra estrutural e uma tendência estocástica. Diante disso, realiza-se o teste de Chow, que examina se ocorreu variação nos parâmetros em algum ponto do tempo pela comparação de parâmetros estimados antes e depois da possível quebra estrutural. Ou seja, o objetivo é testar a igualdade de um conjunto de coeficientes entre duas regressões por meio da estatística F, que permite testar a hipótese estabilidade contra a hipótese de quebra estrutural, no mês de setembro de 2008.

No entanto, antes da apresentação dos resultados do teste de Chow, justifica-se a escolha da data por dois motivos:

- i. O período de setembro de 2008 foi apontado pelo teste de raiz unitária como o de maior incidência de quebra estrutural.
- ii. A crise internacional em 2008 apresentou efeitos negativos em todos países do globo. Logo, o mercado de *commodities* recebeu uma queda nos preços.

Na tabela 8, a estimação envolvendo a mudança estrutural foi realizada pelo teste de Chow, que rejeita a hipótese nula de estabilidade no período de setembro de 2008. Portanto, indica estabilidade dos preços da soja antes desta data e instabilidade após o período. Diante disso, pode-se estimar as relações de longo prazo por meio do teste de cointegração de Johansen, Mosconi e Nielsen (2000), que apresenta a incorporação de uma *dummy* de quebra estrutural para o período de setembro de 2008. A especificação contém intercepto e tendência e a ordem de defasagem foi escolhida pelo critério Schwarz.

Tabela 8 - Teste de Chow para quebra estrutural.

Quebra	Graus de Liberdade	Ponto de Ruptura	P-value (bootstrap)	P-value (Chi-Quadrado)
Set/2008	27	89,945	0,000	0,000

Fonte: BARBOSA (2017).

Sob H_0 há cenário de estabilidade e sob H_1 há cenário de instabilidade.

Na Tabela 9, os resultados apontam para dois vetores cointegrantes com significância estatística de 5%. Conseqüente, há duas relações comuns de equilíbrio de longo prazo (sendo o número de tendências comuns calculado pela diferença entre o número de variáveis ($n = 3$) e o espaço de cointegração ($r = 2$), e no máximo dois ciclos comuns. Dessa forma, a atividade da soja nos estados analisados tem apenas uma tendência.

Tabela 9 - Teste de cointegração de Johansen, Mosconi e Nielsen (2000).

Teste do Traço			
Nº de Vetores	Estatística do Traço	Valores Críticos a 5%	p-value
$r = 0$	77,74	57,58	0,000
$r \leq 1$	42,21	36,17	0,009
$r \leq 2$	14,37	18,30	0,166

Fonte: BARBOSA (2017).

i) O teste inclui uma dummy referente a quebra estrutural na data de 2003.9 e utiliza uma defasagem de acordo com o critério de Schwarz, considerando intercepto e tendência. ii) Os valores críticos foram obtidos em Johansen, Mosconi e Nielsen (2000).

4.3 Testes de ciclos comuns

Depois de confirmar a cointegração entre as três séries analisadas, o passo seguinte é diagnosticar a existência de ciclos comuns. Conforme o modelo de Vahid e Engle (1993), o número de vetores de co-caracterização não podem exceder o número de variáveis no sistema ($r + s \leq n$). Diante disso, pode-se ter no máximo um vetor de co-caracterização ($s \leq 1$) para satisfazer a restrição imposta, pois existem dois vetores de cointegração ($r = 2$) entre as três unidades federativas ($n = 3$).

Na tabela 10, utilizou-se o teste para encontrar a quantidade de ciclos comuns. Esse teste indica que, a hipótese da presença de dois ciclos comuns não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%, conseqüentemente, confirma-se a existência de dois vetores co-caracterização.

Tabela 10 - Teste de ciclos comuns.

Nº de Ciclos	Estatística LR	Graus de Liberdade	P-Value
2	15,12	9	0,08

Fonte: BARBOSA (2017).

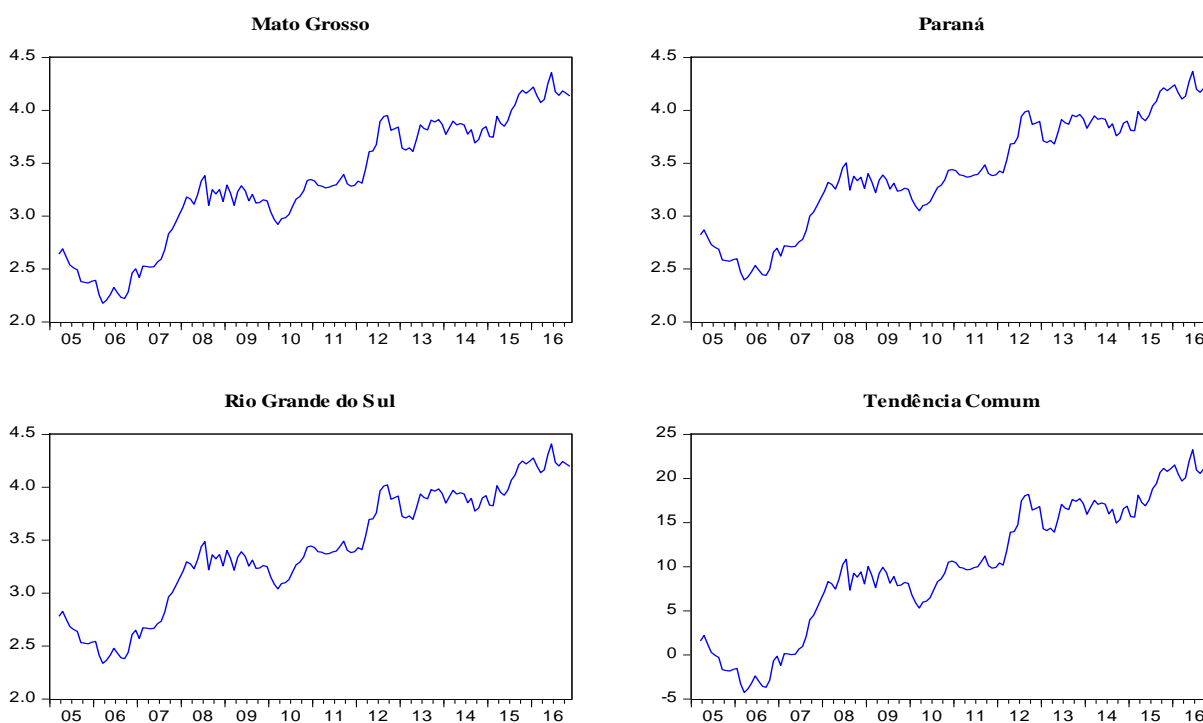
Os ciclos comuns mostram dinâmicas de curto prazo dos preços da *commodity* nas séries dos estados de Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul. Ao saber que existem dois vetores de cointegração e um vetor de co-caracterização, pode-se particionar a matriz $A_{n \times n} = (\tilde{\beta}' \beta')$ de posto completo, dessa forma, é possível encontrar as tendências e ciclos individuais para os estados. Ademais, pode-se encontrar também os ciclos comuns pela combinação dos vetores de cointegração e das variáveis do sistema ($\tilde{\beta}' Y_t = \beta' C_t$).

4.4 Tendências Comuns

De acordo com a seção anterior, foi possível mostrar que as restrições impostas ao modelo foram atendidas. Diante disso, permite-se a estimação das tendências individuais e da tendência comum.

Na Figura 1, mostra-se o comportamento das curvas de tendências individuais para os preços dos três maiores produtores de soja do Brasil. Os preços médios da soja evoluíram desde 2006 até setembro de 2008, que é o ponto considerado de quebra estrutural, confirmado pelo fato histórico da crise de mundial e pelo teste de Chow. Ao observar o gráfico é perceptível que após o período do choque há uma redução nos preços da *commodity*, que torna a ser positiva no período de 2012, incorrendo em pequenas variações em anos posteriores.

Figura 1 - Teste de ciclos comuns.



Fonte: BARBOSA (2017).

A curva de tendência comum tem elevada correlação com as curvas de tendências dos estados. Muito embora, seja normal dado que a tendência comum é uma combinação linear das tendências individuais. Dessa forma, o gráfico de tendência comum apresenta comportamento semelhante às curvas individuais. Na tabela 11, pode ser analisada as elevadas correlações entre os preços da soja nos estados e sua tendência de longo prazo, que confirma a hipótese de que ocorre convergência.

Tabela 11 - Correlações das tendências individuais e tendência comum.

	MT	PR	RS	Tendência Comum
MT	1,0000			
PR	0,9998	1,0000		
RS	0,9999	1,0000	1,0000	
Tendência Comum	0,8987	0,8888	0,8926	1,0000

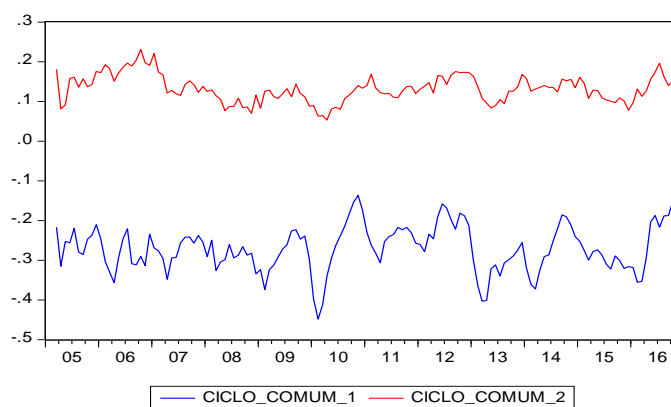
Fonte: BARBOSA (2017).

As defasagens foram escolhidas com base nos critérios: Schwarz, Akaike, Hannan-Quinn, Erro de Previsão (FPE).

4.5 Ciclos comuns

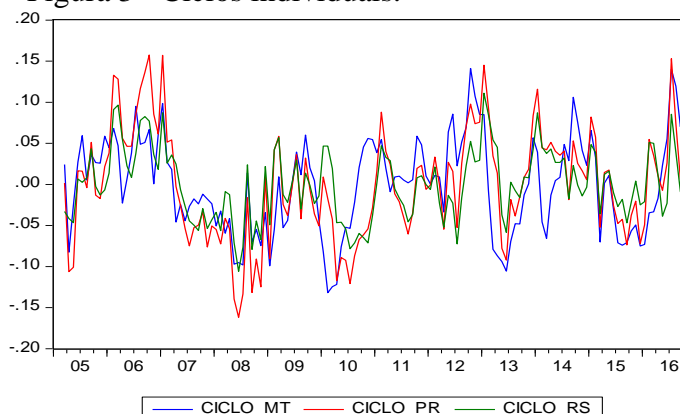
Os ciclos comuns são estimados depois de satisfazerem as restrições impostas no modelo. Pode-se observar que os dois ciclos comuns encontrados possuem diferença em suas escalas, ou seja, o ciclo comum 1 apresenta uma volatilidade maior que o ciclo comum 2. Já os ciclos individuais apresentam comportamento parecido, com quedas acentuadas em 2008, 2009 e 2013. As figuras 2 e 3 ilustram os ciclos comuns e individuais dos estados.

Figura 2 - Ciclos comuns.



Fonte: BARBOSA (2017).

Figura 3 - Ciclos individuais.



Fonte: BARBOSA (2017).

Os modelos de ciclos comuns e ciclos individuais apresentam um padrão comparável semelhante a análise de tendências. Conforme a Tabela 12, as estatísticas descritivas dos ciclos individuais mostram que, o estado do paran apresenta maior volatilidade em relaao aos outros dois estados, com um desvio padro de 0,066, um valor mximo de 0,158 e valor mnimo de -0,162. Por outro lado, o Mato Grosso tem valores aproximados do Paran, sendo o Rio Grande do Sul o estado com menor volatilidade. Mesmo assim, os trs estados possuem variaoes prximas.

Tabela 12 - Estatsticas descritivas dos ciclos individuais.

Mtrica	MT	PR	RS
Media	0,000	0,000	0,000
Mximo	0,141	0,158	0,111
Mnimo	-0,132	-0,162	-0,106
D. Padro	0,059	0,066	0,043

Fonte: BARBOSA (2017).

Todavia, a Tabela 13 configura detalhadamente os componentes cclicos por meio das correlaoes cruzadas examinando as relaoes mtuas entre as variveis. O ciclo comum 1 tem correlaao negativa com os ciclos individuais do Paran e Rio Grande do Sul, enquanto tem relaao positiva com Mato Grosso, este ltimo apresentando forte correlaao. O ciclo comum 2 tem correlaao positiva com os trs estados, sendo fortemente relacionado ao Mato Grosso e Paran. Em relaao aos ciclos individuais, a correlaao positiva e forte  encontrada entre Rio Grande do sul e Paran. Ademais, pode-se determinar que o Mato Grosso  o *benchmark*, pois apresenta os dois ciclos comuns com maior correlaao nesse estado, alm do mais, essas correlaoes so ambas positivas com os ciclos comuns estimados.

Portanto, a presena de movimentos transitrios entre o ciclo comum 1 e os estados do Paran e Rio Grande do Sul, aliado a correlaao forte entre esse ciclo e o Mato Grosso, pode ser que indique uma migraao de capital humano e fsico para o estado mais prspero no curto prazo, propiciando choque transitrio positivo do preo da soja no Mato Grosso ocasionado pelas externalidades que afetam de forma negativa o preo da soja nos outros estados.

Tabela 13 - Correlaao entre os ciclos individuais e comuns.

	Ciclo Comum 1	Ciclo Comum 2	MT	PR	RS
Ciclo Comum 1	1,000				
Ciclo Comum 2	0,397	1,000			
MT	0,696	0,828	1,000		

(continua)

(continuação)

	Ciclo Comum 1	Ciclo Comum 2	MT	PR	RS
PR	-0,011	0,818	0,691	1,000	
RS	-0,355	0,553	0,421	0,917	1,000

Fonte: BARBOSA (2017).

Adiante, o teste de causalidade de Granger torna-se uma importante ferramenta para examinar a capacidade preditiva entre os ciclos individuais, além da relevância dos ciclos comuns 1 e 2 na previsão dos ciclos individuais.

Na tabela 14, pode ser observada uma causalidade entre os ciclos individuais dos estados, que sugere uma hipótese de contágio entre todos os mercados. Embora as correlações apontem para o Mato Grosso como estado referência, pode-se analisar que os três mercados causam mutuamente os preços no curto prazo. Isso ocorre, possivelmente, devido os mercados estarem espacialmente próximos.

Tabela 14 - Causalidade de Granger entre ciclos individuais.

Causalidade	MT	PR	RS
MT		0,015*	0,000*
PR	0,028*		0,000*
RS	0,006*	0,000*	

Fonte: BARBOSA (2017).

* Significante em 5%.

Na sequência, a Tabela 15 mostra que nenhum dos ciclos individuais realiza a previsão do ciclo comum 1, enquanto o ciclo comum 1 tem a capacidade de previsão para todos ciclos individuais, ou seja, os ciclos do Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul. Em relação ao ciclo comum 2, verifica-se um processo causalidade recíproca entre este ciclo e os ciclos dos estados do Paraná e Rio Grande do Sul. Ou seja, o ciclo comum 2 prever os ciclos dos dois estados, da mesma forma que esses dois estados preveem o ciclo comum 2.

Tabela 15 - Causalidade de Granger entre ciclos individuais e comuns.

Causalidade	MT	PR	RS
C. Comum 1 > C. Individual	0,000*	0,005*	0,007*
C. Individual > C. Comum 1	0,739	0,857	0,787
C. Comum 2 > C. Individual	0,661	0,001*	0,003*
C. Individual > C. Comum 2	0,995	0,000*	0,000*

Fonte: BARBOSA (2017).

* Significante em 5%.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente capítulo teve por objetivo caracterizar a dinâmica de preços entre os três maiores produtores de soja do Brasil (Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul), mostrando como ocorre suas relações de curto e longo prazo, ou seja, o estudo permite a identificação de choques transitórios e permanentes por meio dos métodos de séries temporais.

Por meio da decomposição de tendências e ciclos de Vahid e Engle (1993) mostrou-se a presença de uma tendência estocástica comum entre as séries de preços da soja, que talvez, foram determinadas por choques tecnológicos ou de produtividade. Ademais, pode-se sugerir que essa trajetória tenha equilíbrio no longo prazo, caracterizado por uma correlação forte e positiva com as tendências individuais.

Com relação ao curto prazo, pode ser observado dois ciclos comuns. O Mato Grosso apresentou-se como referência em relação aos outros estados devido sua forte correlação com estes dois ciclos, o que pode estar ocasionando externalidades negativas no Paraná e Rio Grande do Sul, e possibilitando uma transição de capital desses estados em direção a Mato Grosso. Portanto, o Mato Grosso pode ter desenvolvido uma produção de soja diferenciada e relações contratuais mais atrativas, fato que favorece o estado a se tornar o protagonista na produção de soja no país.

Para examinar o poder de predição dos ciclos individuais de cada estado, a causalidade de Granger mostrou a presença de contágio nos preços dos três estados. A análise espacial do mercado da soja, realizado por Castro, Almeida e Lima (2015), explicou que havia um processo de homogeneização entre os estados da região Sul e Centro-Oeste do Brasil, que possivelmente poderia direcionar o país para ser o maior produtor da *commodity* no mundo.

O ciclo comum 1 tem poder de previsão para todos os ciclos individuais, enquanto a recíproca não é verdade. O ciclo comum 2 prevê o ciclo individual do Paraná e o Rio Grande do Sul, sendo que estes dois estados preveem o ciclo comum 2. Pode ser que o ciclo comum 2 não possa prever o ciclo individual do Mato Grosso devido sua necessidade diferenciada de atender a alta demanda externa por soja, dado que é o maior produtor da *commodity* no Brasil, indicando assim, uma maior velocidade do ciclo desse estado.

No geral, a produção de soja possui uma tendência comum entre os três estados, o que indica uma manutenção semelhante no longo prazo em relação a dinâmica de preços. Por outro lado, pode-se perceber uma vantagem do Mato Grosso no curto prazo, que apresenta poder de previsão fortemente correlacionado com os dois ciclos comuns. Portanto, apesar das

estruturas similares entre os estados, é possível que a vantagem do Mato Grosso ocorra por realizar várias safras durante um ano agrícola.

Por fim, a ausência de sincronismo intrarregional no curto prazo e efeito diferenciado inter-regional podem dificultar a gestão de políticas comuns na região frente aos choques de demanda. Desse modo, pode-se encontrar disparidades que influenciam os preços da soja entre os ciclos comuns dos estados.

CONCLUSÃO GERAL

A dissertação foi apresentada em três capítulos. O primeiro, utilizou os preços de 16 mercados atacadistas de distribuição do Brasil para testar o processo de convergência absoluta e verificar a LPU por meio de testes de raízes unitárias. Os resultados sugerem a ocorrência de convergência em termos absolutos, o que valida a LPU. Pela estimativa de β -convergência evidenciam-se sinais negativos, que mostram uma redução dos preços no longo prazo para todos os produtos analisados. No entanto, na estimativa de σ -convergência a hipótese é violada para 33 produtos testados. Ademais, os produtos que possuem maior velocidade de convergência são: o chuchu, o pepino e o pimentão-verde. Já o coco verde, necessita de 23 meses, em média, para convergir para seu preço médio único.

No segundo capítulo, os testes buscaram verificar uma possível quebra estrutural (limiar) que permanesse ao longo do tempo devido a choques econômicos. Para isso, utilizou-se o modelo *Threshold* Autorregressivo com a mesma base de dados do capítulo primeiro. Nos resultados, os testes mostraram que não há um limiar no período analisado. Assim, utilizou-se o modelo linear, que indica convergência dos mercados em todos os produtos, condicionados aos diversos custos de transação existentes, como valores dos fretes, embalagens, manutenção da perecibilidade, entre outros fatores. Portanto, embora haja convergência nos mercados, os custos de transação são positivos e, provavelmente, ocasionados pela estrutura de escoamento de carga não ter acompanhado o crescimento tecnológico e produtivo, ou seja, os transportes aquaferroviários ainda são precários comparados aos países desenvolvidos.

No terceiro capítulo foi utilizado o método de séries temporais para analisar a dinâmica de preços entre os três maiores produtores de soja do Brasil (Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul), mostrando como ocorrem suas relações de curto e longo prazo, permitindo a identificação de choques transitórios e permanentes. O modelo de decomposição de tendências e ciclos de Vahid e Engle (1993) mostrou a presença de uma tendência estocástica comum entre as séries de preços da soja, que talvez, foram determinadas por choques tecnológicos ou de produtividade. Ademais, pode-se sugerir que essa trajetória tenha equilíbrio no longo prazo, caracterizado por uma correlação forte e positiva, com as tendências individuais.

Diante do exposto, os dois primeiros capítulos podem ser analisados no futuro com a inserção dos dados de custos de transação. Já o terceiro pode debrusar-se no contexto

nacional, levando em consideração todos os produtores de soja do Brasil. Assim, pode-se observar com mais detalhes a dinâmica de curto prazo desse mercado.

REFERÊNCIAS

- ABITANTE, K. G. Co-integração entre os mercados spot e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja. **Rev. Econ. Sociol. Rural**, Brasília, v. 46, n. 1, p. 75–96, 2008.
- ADAMI, A. C. O.; MIRANDA, S. H. G. de. Transmissão de preços e cointegração no mercado brasileiro de arroz. **Rev. Econ. Sociol. Rural**, Brasília, v. 49, n. 1, p. 55-80, 2011.
- AGUIAR, D. R. D.; FIGUEIREDO, A. M. Poder de mercado no varejo alimentar : uma análise usando os preços do estado de São Paulo. **Rev. Econ. Sociol. Rural**, Brasília, v. 49, n. 4, p. 967–990, 2011.
- ALEXIADIS, S. Convergence in agriculture: evidence from the European Regions. **Agricultural Economics Review**, Cambridge, v. 11, n. 2, p. 84–96, 2010.
- ALVES, E. Dualidade da agricultura brasileira. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 23, n. 4, p. 3–4, 2014.
- APROSOJA BRASIL. **A história da soja**. [s.d.]. Disponível em: <<http://aprosojabrasil.com.br/2014/sobre-a-soja/a-historia-da-soja/>>. Acesso em: 19 jan. 2017.
- BANERJEE, A.; ROBIN L. L.; STOCK, J. H. Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: theory and international evidence, **Journal of Business & Economic Statistics**, London, n. 3, v. 10, p. 271-287, 1992.
- BARRETT, C. B. Measuring integration and efficiency in international agricultural markets. **Review of Agricultural Economics**, Washington, v. 23, n. 1, p. 19–32, 2001.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions. **Brookings Papers on Economic Activity**, London, v. 22, n. 1, p. 107–182, 1991.
- _____. Convergence. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 100, n. 2, p. 223, 1992.
- _____. **Economic Growth**. New York: McGraw-Hill, 1995.
- BAULCH, B. Testing for food market integration revisited. **Journal of Development Studies**, Washington, v. 33, n. 4, p. 512–534, abr. 1997.
- BENAVIDES, R. D.; MENDOZA, MIGUEL, A.; PERROTINI, I. Análisis no lineal de la convergencia regional en américa latina, 1950-2010: un modelo panel TAR. **Problemas del Desarrollo**, México, v. 46, n. 182, p. 119–142, jul. 2015.
- BEYAERT, A.; CAMACHO, M. TAR panel unit root tests and real convergence. **Review of Development Economics**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 3, p. 668–681, 2008.
- BEYAERT, A.; GARCÍA-SOLANES, J. Output gap and non-linear economic convergence. **Journal of Policy Modeling**, Chicago, v. 36, n. 1, p. 121–135, 2014.
- BILGILI, F. Linear and nonlinear TAR panel unit root analyses for solid biomass energy supply of European countries. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, London, v. 16,

n. 9, p. 6775–6781, 2012.

BOSQUE, L. M. **Análise de séries temporais não-lineares com modelos auto-regressivos *threshold*** (Relatório da disciplina estágio supervisionado II, curso de estatística). Universidade de Brasília. Brasília, 2014. 57p.

BUKENYA, J. O.; LABYS, W. C. Price Convergence on world commodity markets: fact or fiction? **International Regional Science Review**, London, v. 28, n. July, p. 302–329, 2005.

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

CARREE, M.; KLOMP, L. Testing the convergence hypothesis: a comment. **MIT Press**, Chicago, v. 79, n. 4, p. 683–686, 1997.

CASTRO, L. S.; ALMEIDA, E. S.; LIMA, J. E. A. Convergência espacial da produtividade de soja no Brasil: o caso das regiões Centro-Oeste e Sul. **Revista Espacios**, Caracas, v. 36, n. 21, p. 20, 2015.

CASTRO, L. S.; LIMA, J. E. A soja e o estado do Mato Grosso: existe alguma relação entre o plantio da cultura e o desenvolvimento dos municípios? **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, Juiz de Fora, v. 10, n. 2, p. 177–198, 2016.

CERETTA, P. S.; RIGHI, M. B.; SCHLENDER, S. G. Previsão de preço da soja: uma comparação entre os modelos ARIMA e redes neurais artificiais. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 40, n. 9, p. 16–27, 2010.

CIOFFI, A.; GAETANO, F.; DAMIANO, C. The price stabilization effects of the EU entry price scheme for fruit and vegetables. **Agricultural Economics**, Washington, v. 42, p. 405–418, 2011.

CHEN, R.; TSAY, R. S. Functional-coefficient autoregressive models. **Journal of the American Statistical Association**, Chicago, v. 88, n. 421, p. 298–308, 1993.

CHIN, L.; HABIBULLAH, M. S. Price convergence and market integration: evidence from Malaysia. **International of Economics and Management**, Washington, v. 2, n. 13, p. 343–352, 2008.

COELHO, A. B. **A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos**. 2002. 136f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.

COSTA JÚNIOR, M. P. *et al.* Análise de cointegração com threshold nos mercados exportadores de mel natural no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, São Paulo, v. 53, n. 2, p. 305–320, 2015.

DALL'AGNOL, A. A soja no Brasil: evolução, causas, impactos e perspectivas. *In: 5º CONGRESSO DE LA SOJA DEL MERCOSUR (MERCOSOJA) – PRIMER FORO DE LA SOJA ASIA - MERCOSUR*, 5. 2001, Rosário. **Anais...**, Rosário, 2011.

DOBADO, R.; MARRERO, G. A. Corn market integration in Porfirian Mexico. **Cambridge University Press Economic History Association**, Cambridge, v. 65, n. 1, p. 103–128, 2005.

DREGER, C. *et al.* **Price convergence in the enlarged internal market**. Berlin: CASE Network Reports, 2007.

EGGER, P.; PFAFFERMAYR, M. On testing conditional sigma-convergence. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 71, n. 4, p. 453–473, 2009.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root, **Econometrica**, Chicago, n. 4, v. 64, p. 813-836, 1996.

ENKE, S. Equilibrium among spatially separated markets: solution by electric analogue. **Econometrica**, Chicago, v. 19, n. 1, p. 40, jan. 1951.

ESPÍNDOLA, C. J.; CUNHA, R. C. C. A dinâmica geoeconômica recente da cadeia produtiva da soja no Brasil e no mundo. **GeoTextos**, Salvador, v. 11, n. 1, p. 217–238, 2015.

EVANS, P.; KARRAS, G. Convergence revisited. **Journal of Monetary Economics**, London, v. 37, n. 2, p. 249–265, abr. 1996.

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

FIGUEIREDO, A. M.; SOUZA-FILHO, H. M. de; GUANZIROLI, C. E. VALENTE-JUNIOR, A. S. Análise da transmissão de preços no mercado brasileiro de castanha de caju. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 41, n. 4, p. 716-730, 2010.

FIGUEIREDO, A. M.; SOUZA-FILHO, H. M.; PAULLILO, L. F. O. Análise das margens e transmissão de preços no sistema agroindustrial do suco de laranja no Brasil. **Rev. Econ. Sociol. Rural**, Brasília, v. 51, n. 2, p. 331–350, 2013.

FRIEDMAN, M. Do old fallacies ever die?. **American Economic Association**, Nashville, v. 30, n. 4, p. 2129–2132, 1992.

GARCÍA-GERMÁN, S.; BARDAJÍ, I.; GARRIDO, A. Evaluating price transmission between global agricultural markets and consumer food price indices in the European Union. **Agricultural Economics**, Washington, v. 47, n. 1, p. 59–70, 2016.

GARCÍA-HIERNAUX, A.; GUERRERO, D. E.; MCALEER, M. Market integration dynamics and asymptotic price convergence in distribution. **Economic Modelling**, London, v. 52, p. 913–925, jan. 2016.

GASQUES, J. C.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. P. R.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. **Condicionantes da produtividade da agropecuária brasileira**. Brasília: Ipea, 2004. p. 7-29. (Texto para Discussão, n. 1017).

GRANGER, C. W. J.; ANDERSEN, A. On the invertibility of time series models. **Stochastic Processes and their Applications**, Washington, v. 8, n. 1, p. 87–92, 1978.

GILES, D.E., GODWIN, R. T. Testing for Multivariate Cointegration in the Presence of Structural Breaks: p-values and critical values. **Applied Economics Letters**, Washington, v. 19, p. 1561-1565, 2012.

HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, Chicago, v. 57, n. 2, p. 357-384, 1989.

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

HIRAKURI, M. H.; LAZZAROTTO, J. J. **O agronegócio da soja nos contextos mundial e brasileiro**. Londrina: Embrapa Soja, 2014. p. 9-70. (Documentos, n. 349).

IM, S. K.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, London, v. 115, p. 53-74, 2003.

ISLAM, N. What have we learnt from the convergence debate? **Journal of Economic Surveys**, London, v. 17, n. 3, p. 309-362, 2003.

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

JOHANSEN, S.; MOSCONI, R.; NIELSEN, B. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. **Econometrics Journal**, New Jersey, v. 3, p. 216-249, 2000.

KIM, H.; RYU, D. Measuring the speed of convergence of stock prices: a nonparametric and nonlinear approach. **Economic Modelling**, London, v. 51, p. 227-241, 2015.

KRUGMAN, P., **Rethinking International Trade**, Cambridge, MA: MIT Press, 1990.

KULIKOV, D. Law of One Price in the euro area: an empirical investigation using Nielsen disaggregated price data. **Working Paper Series**, 2014.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Business cycles: real facts and a monetary myth. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, Minneapolis, v. 14, n. 2, p. 3-18, 1990.

LESCAROUX, F. On the excess co-movement of commodity prices - a note about the role of fundamental factors in short-run dynamics. **Energy Policy**, London, v. 37, p. 3906-3913, 2009.

LEVIN, A.; LIN, C. F.; CHU, C. S. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of Econometrics**, London, v. 108, n. 1, p. 1-24, 2002.

LIBERA, A. A. D.; WAQUIL, P. D. Transmissão de preços entre mercados de soja. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 18, n. 3, p. 58-69, 2009.

LINDENBLATT, A.; FEUERSTEIN, S. Price convergence after the Eastern enlargement of the EU: evidence from retail food prices. **European Review of Agricultural Economics**,

Oxford, v. 42, n. 5, p. 829–849, 2015.

MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. special, Oxford, p. 631–652, 1999.

MATOS, S. S. M. **Uma aplicação de painel dinâmico com variável *threshold* para a proporção de pobres dos estados brasileiros**. 2011. 390 p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Ceará. Fortaleza, 2011.

MATTOS, L. B.; LIMA, J. E.; LÍRIO, 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**, São Paulo, v. 47, n. 1, p. 249–274, 2009.

MATTOS, L. B. *et al.* Modelos de cointegração com um ou dois limiares: Uma aplicação para o preço do frango inteiro resfriado em mercados atacadistas no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, São Paulo, v. 48, n. 4, p. 597–617, 2010.

MAYORGA, R. D. O. **Price relationships and market integration: a northeast of Brazil case study**. 1989, 131p. Tese (Doutorado em Ciência dos Recursos de Terras Áridas) – Committee on Arid Lands Resource Science, University of Arizona, USA. 1989.

MAYORGA, R. D. O. *et al.* Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, São Paulo, v. 45, n. 03, p. 675–704, 2007.

_____. Relacionamento de preços no mercado nordestino de tomate. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 7, n. 1, p. 77–102, 2009.

ORLANDI, M. *et al.* Caminhos da soja e o desenvolvimento rural no Paraná e em Mato Grosso. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 21, n. 4, p. 75–90, 2012.

PADILLA-BERNAL, L.; THILMANY, D.; LOUREIRO, M. An empirical analysis of market integration and efficiency for U.S. fresh tomato markets. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, Minnesota, v. 28, n. 3, p. 435–450, 2003.

PENNA, C.; LINHARES, F. Uma nota sobre “ teste da convergência do PIB *per capita* da agropecuária no Brasil ”. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, São Paulo, v. 51, n. 1, p. 091–104, 2013a.

PENNA, C.; LINHARES, F. Há Controvérsia entre análises de beta e sigma-Convergência no Brasil? **Revista Brasileira de Economia**, São Paulo, v. 67, n. 1, p. 121–145, 2013b.

PFAFFERMAYR, M. Regional science and urban economics conditional β - and σ - convergence in space: a maximum likelihood approach. **Regional Science and Urban Economics**, London, v. 39, n. 1, p. 63–78, 2009.

PEROBELLI, F. S. *et al.* Produtividade do setor agrícola brasileiro (1991-2003): **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 17, n. 1, p. 65–91, 2007.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, **Econometrica**, Chicago, v. 57, p. 1361-1401, 1989.

PERRON, P.; VOGELSANG, T. J. (1992b). Testing for a unit root in a time series with a changing mean: corrections and extensions, **Journal of Business & Economic Statistics**, Washington, n. 4, v. 10, p. 467-470, 1992b.

_____. Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity, **Journal of Business & Economic Statistics**, Washington, n. 3, v. 10, p. 301-320, 1992a.

PRIESTLEY, M. B. State-dependent models: a general approach to non-linear time series analysis. **Journal of Time Series Analysis**, New Jersey, v. 1, n. 1, p. 47-71, 1980.

QUAH, D. Exploiting Cross section variation for unit root inference in dynamic data. **Economics Letters**, Washington, v. 44, n. 1-2, p. 9-19, 1994.

QUANDT, R. E. The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate regimes. **Journal of the American Statistical Association**, Chicago, v. 53, n. 284, p. 873-880, 1958.

QUANDT, R. E. Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes. **Journal of the American Statistical Association**, Chicago, v. 55, n. 290, p. 324-330, 1960.

ROMER, P. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986.

SAMUELSON, P. A. American economic association. **American Economic Association**, Nashville, v. 42, n. 3, p. 283-303, 1952.

SEDIYAMA, A. F. *et al.* Análise da estrutura, conduta e desempenho da indústria processadora de soja no Brasil no período de 2003 a 2010. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, São Paulo, v. 51, n. 1, p. 161-182, 2013.

SILVA, M. M.; FRASCAROLI, B. F.; SOBEL, T. F. Transmissão de preços e custos de transação no mercado de soja mato-grossense: uma abordagem por modelos *threshold*. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 11, n. 2, p. 185-210, 2012.

SILVA, R. M. **Relações no mercado internacional de soja em grão: preços, volatilidades e fluxo de informações**. 2013. 144f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2013.

SILVA, R. J.; MARGARIDO, M. A. Análise da transmissão espacial de preços no mercado de mandioca. **Revista de Economia e Administração**, São Paulo, v. 8, n. 4, p. 464-484, 2009.

SOARES, N. S.; SOUSA, E. P. DE; SILVA, M. L. DA. Análise de previsões de preços da castanha de caju no Ceará. **Revista Economica do Nordeste**, Fortaleza, v. 43, n. 3, p. 448-500, 2012.

SOARES, T. C.; LOPES, L. S. Quebras estruturais sistêmicas e efeito threshold na dinâmica dos preços do boi gordo: o caso das regiões Sudeste e Centro-Oeste. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, São Paulo, v. 53, n. 2, p. 343–360, jun. 2015.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Chicago, v. 70, n. 1, p. 65–94, 1956.

SOUSA, E. P.; CAMPOS, A. C. Efeitos e acordos sobre a integração de preços do algodão nos mercados interno e externo. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 7, n. 2, p. 173–196, 2009.

_____. Transmissão inter-regional de preços no mercado brasileiro de soja. **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 27, n. 51, p. 83–105, 2009.

SOUSA, L. O.; GUINDANI, L. G.; FERREIRA, M. D. P. Decomposição das variações do preço da soja em Mato Grosso, de 1996 a 2012. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 23, n. 4, p. 35–42, 2014.

SPOHR, G.; FREITAS, C. A. de. Teste da convergência do PIB *per capita* da agropecuária no Brasil entre 1980 e 2004. **Rev. Econ. Sociol. Rural**, Brasília, v. 49, n. 2, p. 341–368, 2011.

STIGLER, J. G.; SHERWIN, R. A. The extent of the market. **Journal of Law and Economics**, Chicago, v. 28, n. 3, p. 555–585, 1985.

SUSANTO, D., ROSSON, C. P., ADCOCK, F. J., CLARK, G. Market integration of agribusiness in the North American free trade agrément: the case of fruits and vegetables. **17 Annual World Forum and Symposium Internacional Food and Agribusiness Management Association**. Parma, Italy, 2007.

TABOSA, F. J. S., SILVA, D. M. F., MADALOZZO, C. L. e CAMPOS, R. T. Causalidade e elasticidade de transmissão do tomate no Estado do Ceará - 1995-2002. In: XLII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL-SOBER, 53. Brasília, 2004. **Anais...** Brasília: SOBER. v. 1. 2004a, 9p.

TABOSA, F. J. S.; IRFFI, G. D.; PENNA, C. M. Análise de clube de convergência para o mercado brasileiro do milho. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 11, n. 1, p. 235–254, 2014.

TABOSA, F. J. S.; FERREIRA, R. T.; CASTELAR, L. I. Convergência de mercados intrarregionais : o caso do mercado atacadista brasileiro do tomate. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, São Paulo, v. 52, n. 1, p. 061–080, 2014.

TIPOY, C. K. Real convergence using TAR panel unit root tests: na application to Southern African Development Community. Economic Research Southern Africa (ERSA). **ERSA working paper 536**. 2015.

TONG, H. On a Threshold Model. In: CHEN, C. H. (Ed.). **Pattern Recognition and Signal Processing**. Dordrecht: Springer Netherlands, 1978. p. 575–586.

TONG, H. **Threshold models in non-linear time series analysis**, Springer, New York, 1983.

TONG, H.; LIM, K. S. Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, Melbourne, v. 42, n. 3, p. 245–292, 1980.

VAHID, A. F.; ENGLE, R. F. Common trends and common cycles. **Journal of Applied Econometrics**, London, v. 8, n. 4, p. 341–360, 1993.

VIEIRA, G. C. **Clubes de convergência de renda na américa: uma abordagem através de painel dinâmico não-linear com variável limiar**. 2009. 77f. Dissertação (Mestrado em economia) - Universidade Federal do Ceará. Fortaleza, 2009.

VIEIRA FILHO, J. E. R. **Expansão da fronteira agrícola no Brasil: desafios e perspectivas**. Brasília: Rio de Janeiro: Ipea, 2016. p. 7-28. (Texto para Discussão, n. 2223).

VIEIRA FILHO, J. E. R.; FORNAZIER, A. Agricultural productivity: closing the gap between Brazil and the United States. **Cepal Review**, Brasília, v. 2016, n. 118, p. 203–220, 2016.

VOGELSANG, TIMOTHY J.; PERRON, PIERRE. Additional test for unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time, **International Economic Review**, London, n. 4, v. 39, p. 1073-1100, 1998.

WARNKEN, P. O futuro da soja no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 9, n. 2, p. 54–65, 2000.

WOLSZCZAK-DERLACZ, J. Price convergence in the EU - an aggregate and disaggregate approach. **International Economics and Economic Policy**, Washington, v. 5, n. 1, p. 25–47, 19 jul. 2008.

ZANON, R. S. **Organização familiar agrícola: o caso da produção de soja no Sul do Brasil**. 2011. 111f. Dissertação (Mestrado em Administração) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2011.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis, **Journal of Business and Economic Statistics**, London, n. 3, v. 10, p. 251-270, 1992.

ANEXOS

Tabela 1.1A. Estatística Descritiva dos Preços dos Produtos, por Regiões.

Produto	Nordeste				Sudeste				Sul			
	Média	DP	Min	Máx	Média	DP	Min	Máx	Média	DP	Min	Máx
Abacate	2,51	1,01	0,65	6,23	1,70	0,88	0,44	5,89	2,21	0,91	0,71	5,49
Abacaxi	1,95	0,69	0,78	4,30	3,11	1,21	1,15	7,04	2,81	0,61	0,69	4,46
Abóbora	1,42	0,43	0,59	2,95	1,13	0,47	0,06	5,06	1,19	0,38	0,50	2,73
Abobrinha	1,90	0,66	0,59	4,23	1,43	0,59	0,30	3,27	1,29	0,51	0,40	3,01
Alface	8,78	3,72	0,94	23,26	7,94	4,54	1,07	29,81	7,93	3,06	0,39	22,35
Banana-prata	1,27	0,54	0,27	4,12	1,81	0,60	0,09	3,94	1,79	0,29	0,97	2,65
Batata	2,11	0,70	1,02	4,60	1,50	0,55	0,49	3,29	1,41	0,48	0,50	2,85
Batata-doce	1,34	0,36	0,52	2,64	1,45	0,49	0,41	3,22	1,31	0,31	0,61	2,33
Berinjela	1,89	0,51	0,70	4,47	1,46	0,62	0,36	4,19	1,92	0,80	0,56	5,46
Beterraba	1,69	0,45	0,85	3,92	1,46	0,59	0,28	3,62	1,36	0,49	0,40	3,06
Cebola	1,77	0,72	0,51	4,95	1,59	0,68	0,37	5,14	1,58	0,76	0,56	7,06
Cenoura	1,63	0,52	0,53	3,68	1,47	0,56	0,46	3,81	1,58	0,47	0,73	3,19
Chuchu	1,18	0,53	0,22	7,03	1,06	0,63	0,13	3,83	1,05	0,51	0,23	3,05
Coco-verde	0,92	0,25	0,46	1,88	1,48	0,72	0,36	5,17	2,31	0,47	1,16	3,93
Couve	3,10	1,79	0,44	10,20	3,26	1,79	0,83	11,55	2,18	0,69	0,71	4,50
Couve-flor	4,20	1,15	1,28	8,67	2,64	1,32	0,39	22,61	2,03	0,68	0,59	3,87
Goiaba	1,99	0,51	1,10	3,72	3,45	1,35	0,66	6,90	3,27	1,17	1,67	7,39
Jiló	2,93	1,08	0,70	10,17	1,88	0,83	0,36	4,09	3,85	1,79	1,15	8,38
Laranja-pêra	0,98	0,36	0,33	2,07	1,05	0,37	0,44	4,05	1,09	0,25	0,65	1,79
Limão-taiti	1,69	0,74	0,55	4,54	1,65	0,99	0,48	8,85	1,87	0,92	0,77	5,80
Maçã-nacional	3,20	0,52	1,52	6,25	3,21	1,00	1,31	5,63	2,88	0,78	1,21	5,09
Mamão-havaí	1,74	0,56	0,77	3,37	2,08	1,00	0,51	16,11	2,81	0,73	1,60	5,63
Mandioca-aipim	1,16	1,21	0,47	26,75	1,00	0,35	0,38	2,10	1,03	0,28	0,35	2,04
Manga	1,59	0,44	0,49	3,40	1,99	0,89	0,39	7,00	2,22	0,64	0,95	4,24
Maracujá-azedo	2,66	0,86	1,03	5,33	2,77	1,02	0,86	8,84	3,83	1,20	1,55	7,67
Melancia	0,70	0,12	0,36	1,12	1,02	0,37	0,08	2,11	0,87	0,21	0,25	1,34
Melão-amarelo	1,44	0,33	0,49	2,89	2,24	0,66	0,91	4,64	2,35	0,46	1,49	4,35
Morango	13,43	6,61	1,18	98,09	6,55	3,20	1,56	18,95	6,95	2,19	3,48	18,03
Ovo	2,91	0,50	1,83	4,86	2,48	0,95	0,19	10,85	2,55	0,44	1,58	4,05
Pepino	1,20	0,37	0,43	2,69	1,14	0,50	0,22	3,69	1,40	0,50	0,33	3,10
Pêra-estrangeira	5,43	1,22	1,76	11,15	4,57	1,16	2,31	9,83	4,45	0,73	2,94	9,31
Pimentão-verde	1,99	0,59	0,61	4,53	1,94	0,75	0,42	5,34	2,27	0,81	0,57	5,49
Quiabo	3,56	0,97	1,49	7,72	2,74	1,21	0,47	6,90	3,93	2,01	1,25	8,99
Repolho	1,50	0,61	0,38	5,23	0,64	0,31	0,10	3,19	0,62	0,37	0,23	3,04
Tomate	1,71	0,70	0,38	5,05	2,13	1,17	0,40	16,83	2,15	0,77	0,83	4,67
Uva-itália	3,75	0,76	1,47	6,22	4,54	1,12	2,24	8,65	4,86	0,95	2,50	7,79
Vagem	3,77	1,16	1,47	8,43	3,16	1,48	0,46	8,33	3,14	1,26	0,92	7,55
Nº de Observações	19.055				22.866				11.433			

Fonte: Elaboração do autor. Obs.: Valores em negrito mostram a região que tem preço inferior naqueles produtos em relação às outras regiões. Nesta, foram excluídas da amostra dois centros: Campo Grande, região Centro-Oeste e Belém, região Norte em virtude da falta de dados dos outros centros dessas regiões.

Tabela 1.2A. Testes de Estacionariedade em nível, Levin-Lin-Chu, Im-Pesaram-Shin e Fisher-Type para as séries de preços logaritmizadas, com tendência, de janeiro de 2007 a julho de 2015.

Produtos	LLC	lags	IPS	lags	FISHER	lags
Abacate	-15,80*	1	-10,77*	0	15,55*	0
Abacaxi	-11,40*	1	-11,60*	0	18,17*	0
Abóbora	-14,88*	1	-10,52*	0	15,37*	0
Abobrinha	-16,74*	1	-16,50*	0	42,53*	0
Alface	-11,08*	1	-12,44*	0	25,32*	0
Banana prata	-10,28*	1	-8,86*	0	10,95*	0
Batata	-10,22*	1	-9,23*	0	10,18*	0
Batata-doce	-11,58*	1	-9,38*	0	10,90*	0
Berinjela	-15,39*	1	-14,15*	0	29,57*	0
Beterraba	-19,82*	1	-9,77*	0	11,76*	0
Cebola	-3,65*	1	-5,02*	0	1,69**	0
Cenoura	-20,60*	1	-10,76*	0	14,98*	0
Chuchu	-22,78*	1	-17,67*	0	48,41*	0
Coco verde	-8,49*	1	-8,95*	0	10,33*	0
Couve	-9,43*	1	-10,41*	0	15,46*	0
Couve-flor	-11,73*	1	-13,85*	0	30,13*	0
Goiaba	-13,33*	1	-13,33*	0	26,55*	0
Jiló	-12,31*	1	-14,88*	0	39,78*	0
Laranja pêra	-11,02*	1	-8,87*	0	10,77*	0
Limão taiti	-21,69*	1	-9,93*	0	12,23*	0
Maçã nacional	-9,06*	1	-9,76*	0	13,46*	0
Mamão havaí	-11,89*	1	-14,15*	0	29,75*	0
Mandioca aipim	-3,01*	1	-6,69*	0	9,24*	0
Manga	-15,98*	1	-13,74*	0	28,03*	0
Maracujá azedo	-11,72*	1	-14,54*	0	33,12*	0
Melancia	-20,61*	1	-16,38*	0	42,17*	0
Melão amarelo	-14,98*	1	-11,82*	0	20,04*	0
Morango	-13,13*	1	-10,55*	0	15,62*	0
Ovo	-9,03*	1	-10,37*	0	17,31*	0
Pepino	-19,64*	1	-17,9*	0	51,64*	0
Pêra estrangeira	-11,08*	1	-11,86*	0	20,46*	0
Pimentão verde	-19,16*	1	-15,82*	0	37,96*	0
Quiabo	-13,68*	1	-13,35*	0	26,54*	0
Repolho	-13,5*	1	-10,49*	0	14,66*	0
Tomate	-21,59*	1	-14,24*	0	29,16*	0
Uva Itália	-16,65*	1	-14,09*	0	30,391*	0
Vagem	-18,79*	1	-17,51*	0	47,93*	0

Fonte: BARBOSA (2017).

* Significantes ao nível de 1%. ** Significantes ao nível de 5%.

Tabela 2.1A. Testes de Linearidade do Modelo.

Produtos	Teste de Linearidade	
	Restrito	Não-Restrito
	p-valor (<i>bootstrap</i>)	p-valor (<i>bootstrap</i>)
Abacate	1,000	1,000
Abacaxi	1,000	1,000
Abóbora	1,000	1,000
Abobrinha	1,000	1,000
Alface	1,000	1,000
Banana-prata	1,000	1,000
Batata	1,000	1,000
Batata-doce	1,000	1,000
Berinjela	1,000	1,000
Beterraba	1,000	1,000
Cebola	1,000	1,000
Cenoura	1,000	1,000
Chuchu	1,000	1,000
Coco-verde	1,000	1,000
Couve	1,000	1,000
Couve-flor	1,000	1,000
Goiaba	1,000	1,000
Jiló	1,000	1,000
Laranja-pera	1,000	1,000
Limão-taiti	1,000	1,000
Maçã-nacional	1,000	1,000
Mamão-havaí	1,000	1,000
Mandioca-aipim	1,000	1,000
Manga	1,000	1,000
Maracujá-azedo	1,000	1,000
Melancia	1,000	1,000
Melão-amarelo	1,000	1,000
Morango	1,000	1,000
Ovo	1,000	1,000
Pepino	1,000	1,000
Pera-estrangeira	1,000	1,000
Pimentão-verde	1,000	1,000
Quiabo	1,000	1,000
Repolho	1,000	1,000
Tomate	1,000	1,000
Uva-itália	1,000	1,000
Vagem	1,000	1,000

Fonte: BARBOSA (2017).

Em ambos as abordagens, não se pode rejeita a hipótese nula em cerca de 100%.

Quadro 2.2A. Custos de transação para cada produto nos 16 mercados distribuidores.

Produto/Mercado		BE	BH	CG	CUR	FLO	FOR	JP	NAT	POA	REC	RJ	SAL	SP	SOR	UBE	VIT
Abacate	c_i	-14,6	12,8	-15,0	15,0	-15,1	13,1	-14,4	18,3	-15,1	30,4	-15,0	14,9	-15,2	20,5	-15,2	15,3
	Ep	1,1	3,1	1,2	3,0	1,1	2,8	1,1	3,2	1,1	3,1	1,1	3,1	1,1	3,1	1,1	2,8
Abacaxi	c_i	-14,2	7,9	-14,3	16,4	-13,5	12,0	-13,7	17,3	-13,8	18,1	-14,5	13,5	-14,2	14,1	-14,3	12,5
	Ep	1,0	1,7	1,0	3,3	1,0	3,0	1,0	2,8	1,0	3,2	1,0	3,2	1,0	2,9	1,0	2,3
Abóbora	c_i	-14,6	20,7	-14,8	15,5	-14,4	16,5	-14,4	21,2	-14,5	11,3	-14,5	14,7	-14,6	19,7	-14,8	16,0
	Ep	1,1	3,3	1,1	3,3	1,1	3,0	1,1	3,3	1,1	2,6	1,1	3,0	1,1	3,2	1,1	2,7
Abobrinha	c_i	-18,2	18,9	-18,6	23,2	-18,7	22,4	-19,0	20,7	-18,3	21,3	-18,1	17,9	-18,3	19,1	-19,5	21,7
	Ep	1,2	2,8	1,2	3,3	1,2	3,1	1,1	3,3	1,1	2,8	1,1	3,0	1,1	2,8	1,2	2,7
Alface	c_i	-11,2	17,8	-15,2	17,7	-9,5	17,0	-13,8	14,4	-17,3	17,5	-10,5	18,7	-13,1	17,2	-16,8	19,0
	Ep	1,6	3,0	1,5	3,3	1,6	3,3	1,3	2,9	1,5	3,0	1,9	3,3	1,3	2,9	1,4	2,9
Banana-Prata	c_i	-13,4	16,3	-13,8	26,4	-12,8	16,5	-13,3	14,0	-13,8	11,7	-12,8	10,3	-13,4	18,0	-13,5	11,7
	Ep	1,0	3,2	1,0	3,0	1,0	2,9	1,0	2,3	1,0	3,1	1,0	3,0	1,0	2,9	1,0	2,2
Batata	c_i	-19,5	21,3	-19,4	22,6	-19,3	19,8	-20,1	16,7	-19,8	16,5	-19,7	23,8	-19,2	20,9	-19,9	25,1
	Ep	1,1	3,1	1,1	3,4	1,1	2,9	1,1	2,7	1,1	2,8	1,1	3,1	1,1	3,0	1,1	3,3
Batata-Doce	c_i	-9,7	14,5	-9,9	9,0	-9,6	8,9	-9,7	8,9	-10,0	7,8	-9,9	7,0	-10,4	8,9	-10,2	15,8
	Ep	0,8	3,0	0,8	1,7	0,8	1,8	0,8	2,3	0,8	2,6	0,8	2,0	0,8	2,6	0,8	2,3
Berinjela	c_i	-15,9	24,1	-17,0	19,4	-17,2	11,5	-17,1	22,1	-17,2	17,1	-16,6	17,3	-16,2	10,2	-17,6	28,4
	Ep	1,1	3,1	1,1	3,4	1,1	2,7	1,1	3,0	1,1	2,9	1,1	2,9	1,1	2,2	1,1	3,0
Beterraba	c_i	-15,7	17,9	-15,4	23,2	-15,8	19,3	-15,9	15,9	-16,0	13,9	-15,4	18,8	-15,8	17,9	-15,7	15,9
	Ep	1,1	3,0	1,1	3,1	1,1	3,2	1,1	2,8	1,1	3,0	1,1	3,1	1,1	2,8	1,1	2,9
Cebola	c_i	-17,2	20,8	-16,9	22,9	-16,6	16,4	-17,1	22,5	-16,8	23,7	-16,5	15,3	-16,7	13,4	-17,1	22,4
	Ep	1,1	3,0	1,1	3,1	1,1	2,6	1,1	3,2	1,1	3,3	1,1	2,8	1,1	2,8	1,1	3,0
Cenoura	c_i	-15,3	15,6	-15,3	20,0	-15,4	19,7	-15,5	18,3	-15,3	17,5	-15,5	17,2	-15,3	12,3	-15,7	15,7
	Ep	1,1	2,8	1,1	3,0	1,1	2,8	1,1	3,0	1,1	2,9	1,1	3,1	1,1	2,7	1,1	2,9

Produto/Mercado		BE	BH	CG	CUR	FLO	FOR	JP	NAT	POA	REC	RJ	SAL	SP	SOR	UBE	VIT
Chuchu	c_i	-21,9	20,4	-22,7	25,1	-21,9	29,2	-21,8	25,2	-22,1	17,6	-21,7	25,2	-22,1	20,6	-22,6	16,3
	Ep	1,2	3,1	1,2	3,1	1,2	3,1	1,2	2,8	1,2	3,0	1,3	3,2	1,2	3,3	1,2	2,8
Coco Verde	c_i	-12,1	15,0	-12,1	10,3	-12,5	4,7	-12,1	12,4	-12,0	7,8	-12,2	7,7	-12,4	13,6	-12,6	17,3
	Ep	0,9	2,2	1,0	2,9	1,0	2,3	1,0	2,6	0,9	1,7	1,0	2,2	1,0	2,3	1,0	2,8
Couve	c_i	-16,1	19,0	-16,9	17,7	-17,2	19,8	-16,4	19,9	-16,4	26,6	-17,1	14,5	-15,7	20,5	-16,8	16,8
	Ep	1,2	3,1	1,2	3,1	1,1	3,4	1,2	3,0	1,1	3,6	1,2	3,0	1,2	3,4	1,1	3,2
Couve-Flor	c_i	-16,1	19,0	-16,9	17,7	-17,2	19,8	-16,4	19,9	-16,4	26,6	-17,1	14,5	-15,7	20,5	-16,8	16,8
	Ep	1,2	3,1	1,2	3,1	1,1	3,4	1,2	3,0	1,1	3,6	1,2	3,0	1,2	3,4	1,1	3,2
Goiaba	c_i	-13,2	6,9	-13,8	15,5	-14,6	15,1	-14,5	5,5	-13,7	10,4	-14,0	15,5	-13,4	24,3	-14,5	17,2
	Ep	1,0	2,6	1,0	2,8	1,0	2,7	1,0	2,2	1,0	2,7	1,0	3,0	1,0	3,1	1,0	3,3
Jiló	c_i	-12,5	15,6	-13,5	15,1	-13,6	17,0	-14,4	15,6	-13,9	13,0	-13,6	14,3	-13,8	18,5	-14,8	20,1
	Ep	1,1	2,7	1,1	3,3	1,0	3,0	1,2	2,9	1,0	2,8	1,0	2,8	1,0	2,9	1,1	2,7
Laranja-Pêra	c_i	-12,2	14,0	-12,1	18,2	-11,8	7,1	-12,0	16,7	-11,9	5,2	-12,1	10,8	-12,2	17,6	-12,2	17,1
	Ep	1,0	2,6	1,0	3,0	0,9	1,9	0,9	2,9	0,9	2,0	1,0	2,7	1,0	2,8	1,0	2,6
Limão-Taiti	c_i	-18,6	25,1	-18,8	22,1	-17,6	22,0	-18,5	21,2	-17,6	17,6	-17,8	17,3	-18,4	22,2	-18,8	20,2
	Ep	1,2	3,2	1,2	2,9	1,2	3,0	1,2	2,8	1,2	3,1	1,1	3,0	1,2	3,1	1,2	3,2
Maçã-Nacional	c_i	-14,7	12,8	-15,6	21,1	-14,9	11,9	-14,7	15,7	-15,0	18,6	-15,2	13,7	-15,5	16,9	-15,6	23,9
	Ep	1,1	2,7	1,1	3,1	1,1	3,1	1,1	2,9	1,1	3,0	1,1	2,9	1,1	3,0	1,1	2,9
Mamão-Havaí	c_i	-18,1	25,4	-20,2	15,5	-21,0	20,1	-19,6	24,9	-19,4	21,2	-19,1	22,0	-19,3	14,7	-20,7	19,5
	Ep	1,2	2,9	1,2	2,7	1,5	2,8	1,2	2,9	1,1	3,0	1,1	3,0	1,2	3,0	1,2	2,8
Mandioca-Aipim	c_i	-9,6	11,7	-9,5	12,1	-9,7	7,4	-9,7	15,2	-9,4	7,3	-12,9	20,0	-9,5	6,4	-9,7	10,9
	Ep	0,9	2,8	0,9	2,2	0,9	3,1	0,9	3,0	0,9	2,7	1,8	3,3	0,9	2,5	0,9	2,0
Manga	c_i	-16,7	13,6	-17,2	14,9	-16,8	19,7	-17,0	24,2	-15,8	14,6	-16,6	15,7	-15,7	17,7	-16,6	20,0
	Ep	1,0	2,5	1,1	3,3	1,1	3,0	1,0	3,1	1,0	2,7	1,1	2,9	1,1	3,0	1,0	3,2
Maracujá-Azedo	c_i	-20,6	20,6	-20,2	24,3	-20,3	17,3	-19,6	19,3	-19,4	24,5	-20,7	23,8	-20,1	21,1	-21,1	20,6
	Ep	1,4	3,1	1,2	3,3	1,2	3,1	1,3	2,8	1,3	3,2	1,2	3,2	1,2	2,9	1,2	3,0

Produto/Mercado		BE	BH	CG	CUR	FLO	FOR	JP	NAT	POA	REC	RJ	SAL	SP	SOR	UBE	VIT
Melancia	c_i	-21,5	30,0	-21,5	24,1	-21,2	13,2	-21,6	29,3	-21,3	17,3	-21,5	23,4	-21,4	26,3	-21,7	16,5
	Ep	1,4	3,1	1,4	2,7	1,3	2,7	1,4	2,7	1,3	2,5	1,4	3,1	1,4	3,1	1,4	1,8
Melão	c_i	-13,6	14,1	-13,6	15,1	-13,5	16,4	-13,6	23,1	-13,3	12,5	-13,8	18,7	-13,6	11,6	-13,8	7,2
	Ep	1,0	3,1	1,0	3,1	1,0	3,0	1,0	2,9	1,0	2,5	1,0	3,0	1,0	2,3	1,0	2,2
Morango	c_i	0,1	-0,1	0,1	0,0	-0,2	0,2	0,2	0,3	0,0	0,2	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0	-0,1
	Ep	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Ovo	c_i	-13,6	18,2	-13,7	16,5	-13,5	8,2	-13,4	13,6	-13,6	10,3	-12,5	21,2	-13,5	19,2	-13,5	19,6
	Ep	1,0	2,9	1,1	2,9	1,0	2,2	1,0	2,5	1,1	2,6	1,0	3,1	1,0	2,5	1,1	2,6
Pepino	c_i	-20,2	18,7	-20,5	25,9	-20,3	18,9	-19,6	22,6	-19,6	17,2	-20,4	30,1	-20,1	13,8	-20,8	10,4
	Ep	1,1	3,1	1,1	3,4	1,1	3,1	1,1	2,9	1,1	3,2	1,1	3,2	1,1	2,2	1,1	2,3
Pêra-Estrangeira	c_i	-15,2	17,7	-15,0	12,9	-13,1	18,1	-14,7	16,0	-15,1	16,4	-14,9	12,4	-15,2	20,4	-16,7	26,3
	Ep	1,0	3,1	1,1	2,8	1,1	2,8	1,1	3,0	1,1	2,8	1,1	2,8	1,0	2,9	1,1	3,0
Pimentão-Verde	c_i	-19,3	16,7	-19,4	24,8	-19,2	31,4	-19,7	15,1	-18,9	15,0	-19,5	16,0	-18,9	18,9	-20,4	19,3
	Ep	1,2	3,1	1,2	3,2	1,2	3,3	1,2	2,9	1,2	3,1	1,2	3,0	1,2	3,4	1,2	3,0
Quiabo	c_i	-17,6	13,8	-16,6	14,7	-15,4	25,0	-15,2	19,7	-16,5	11,7	-17,5	21,9	-16,5	25,8	-18,0	16,8
	Ep	1,4	3,0	1,2	3,1	1,2	3,1	1,3	3,3	1,2	2,8	1,2	2,9	1,2	3,5	1,2	3,0
Repolho	c_i	-15,0	13,3	-15,0	16,9	-15,1	18,3	-15,1	14,4	-15,3	13,9	-15,2	23,0	-14,7	20,3	-15,0	7,8
	Ep	1,0	2,2	1,0	2,3	1,0	3,2	1,0	2,5	1,0	2,3	1,0	2,7	1,0	2,9	1,0	2,4
Tomate	c_i	-17,3	23,5	-18,6	30,6	-19,3	14,4	-18,8	16,8	-19,0	22,6	-18,3	21,5	-18,4	18,9	-19,0	16,2
	Ep	1,1	3,0	1,2	3,1	1,2	2,7	1,2	3,1	1,2	3,3	1,2	3,1	1,2	2,9	1,2	3,1
Uva-Itália	c_i	-20,5	22,7	-20,8	20,2	-20,8	22,4	-20,5	16,7	-20,9	22,5	-20,1	21,1	-20,7	25,6	-21,7	20,9
	Ep	1,2	3,0	1,2	3,1	1,2	3,0	1,2	2,7	1,7	2,9	1,2	2,9	1,2	3,3	1,3	3,0
Vagem	c_i	-12,1	15,0	-12,1	10,3	-12,5	4,7	-12,1	12,4	-12,0	7,8	-12,2	7,7	-12,4	13,6	-12,6	17,3
	Ep	0,9	2,2	1,0	2,9	1,0	2,3	1,0	2,6	0,9	1,7	1,0	2,2	1,0	2,3	1,0	2,8

Fonte: BARBOSA (2017).

Obs.: c_i – representa o custo de transação do mercado i para o produto analisado. Ep – erro padrão do coeficiente c_i . As siglas representam as cidades onde localizam-se cada mercado de distribuição. Sendo: BE (Belém), BH (Belo Horizonte), CG (Campo Grande), CUR (Curitiba), FLO (Florianópolis), FOR (Fortaleza), JP (João Pessoa), NAT (Natal), POA (Porto Alegre), REC (Recife), RJ (Rio de Janeiro), SAL (Salvador), SP (São Paulo), SOR (Sorocaba), UBE (Uberaba), VIT (Vitória).