

Universidade Estadual de Maringá
Centro de Ciências Sociais Aplicadas - CSA
Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas - PCE

ALINE DE QUEIROZ ASSIS ANDREOTTI

O poder de mercado e a formação dos preços da fécula de mandioca: uma
análise para as principais regiões produtoras brasileiras

Maringá- PR

2013

Universidade Estadual de Maringá
Centro de Ciências Sociais Aplicadas - CSA
Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas - PCE

ALINE DE QUEIROZ ASSIS ANDREOTTI

**O PODER DE MERCADO E A FORMAÇÃO DOS PREÇOS DA
FÉCULA DE MANDIOCA: UMA ANÁLISE PARA AS PRINCIPAIS
REGIÕES PRODUTORAS BRASILEIRAS**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá (PCE/UEM) como partes dos requisitos necessários para obtenção do título de Mestre em Teoria Econômica

Orientador. Prof. Dr. Alexandre Florindo
Alves

Maringá- PR
2013

Dados Internacionais de Catalogação-na-Publicação (CIP)
(Biblioteca Central - UEM, Maringá – PR., Brasil)

A561p Andreotti, Aline de Queiroz Assis
O poder de mercado e a formação dos preços da fécula de mandioca: uma análise para as principais regiões produtoras brasileiras/ Aline de Queiroz Assis. - Maringá, 2013.
118 f. : il. color., figs., tabs., mapas

Orientador: Prof. Dr. Alexandre Florindo Alves.
Dissertação (mestrado) - Universidade Estadual de Maringá, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas, 2013.

1. Fécula de mandioca - Agronegócio. 2. Raiz de mandioca - Agronegócio. 3. Comercialização da fécula - Competitividade. 4. Ineficiência competitiva. 5.. I. Alves, Alexandre Florindo, orient. II. Universidade Estadual de Maringá. Centro de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas. IV. Título.

CDD 22. ED.338.10981

JLM-001324

ALINE DE QUEIROZ ASSIS ANDREOTTI

**O PODER DE MERCADO E A FORMAÇÃO DOS PREÇOS DA FÉCULA DE
MANDIOCA: UMA ANÁLISE PARA AS PRINCIPAIS REGIÕES PRODUTORAS
BRASILEIRAS**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá, como parte dos requisitos necessários para obtenção do título de Mestre em Teoria Econômica. Sob apreciação da seguinte banca examinadora

Aprovada em: 06/08/2013

Professor Doutor Alexandre Florindo Alves
Universidade Estadual de Maringá

Professor Doutor José Luiz Parré
Universidade Estadual de Maringá

Professor Doutor Mario Antonio Margarido
Secretaria da Fazenda/SP

Maringá, 2013

RESUMO

O presente estudo teve como principal objetivo analisar a transmissão nos preços da mandioca e da fécula, abordando as principais regiões produtoras brasileiras e a relação entre produtores de raiz de mandioca e fecularias. Como objetivo específico, identificar seus comportamentos de longo prazo e verificar possíveis assimetrias na transmissão dos preços. As análises das transmissões de preços entre os mercados e o teste de cointegração indicaram que os preços se cointegraram no longo prazo levando à aplicação do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). Com o intuito de testar a Lei do Preço Único e o grau de interação entre os mercados, foi imposta a restrição de longo prazo tornando os parâmetros β de ambas variáveis iguais a um. Por meio do teste χ^2 foi possível verificar que somente para o Extremo Oeste Paranaense a Lei do Preço Único seria válida. Os testes de cointegração apontaram para o modelo de assimetria entre níveis que as regiões se cointegravam no longo prazo, levando ao uso da metodologia de Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). Os resultados indicaram relações assimétricas entre os preços da raiz e da fécula para a maioria das regiões analisadas. Portanto, o presente estudo concluiu que os mercados de fécula não eram espacialmente integrados e que o mercado da mandioca e fécula apontaram uma ineficiência competitiva, uma vez que as mudanças nos preços da fécula foram transmitidas diferentemente para o preço da raiz.

Palavras chave: mandioca, fécula, transmissão de preços e poder de mercado.

ABSTRACT

The current study has as main goal to analyse the price transmission of manioc and starch, approaching the principal productive regions and the relation between root and starch manufacturers. With a specific objective, identify their long-term behavior and verify possible asymmetries on the price transmission. The analysis of price transmission between markets and co-integration test indicated that prices co-integrated in the long run, taking the application of Vector Error Correction Model (VEC). Intending to test the Law of One Price and degree of market interactions, it was imposed a long-term restriction that equals the parameters β from both variables to one. Through the test χ^2 it was possible to verify that the Law of One Price would only be valid in the Extremo Oeste Paranaense. The tests of co-integration pointed out to the asymmetry model between levels that co-integrated the regions in a long-term, taking along the usage of the Vector Error Correction Model (VEC) methodology. The results indicated asymmetrical relations between the prices of starch and root on the majority of analysed regions. Therefore, the current study has concluded that the starch market were not spatially integrated and that the manioc and starch market pointed a competitive inefficiency, since the changes in starch prices were transmitted differently than the manioc prices.

Key-Words: manioc, starch, price transmission and market power.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Produção de raiz de mandioca dos principais produtores mundiais de 2004 a 2011 (mil t).....	18
Tabela 2 - Produção total e participação das regiões na produção nacional de fécula entre 2010 e 2012.	23
Tabela 3 – Número de fecularias em atividade no Brasil, capacidade instalada média por Estado e Brasil em 2009.....	25
Tabela 4 - Setores compradores diretamente das fecularias – evolução em % entre 2007 e 2011.....	29
Tabela 5 – Séries dos acúmulos de aumentos $\Delta Pa'$ e queda $\Delta Pa''$ nos preços da fécula de mandioca nos períodos de fevereiro de 2002 a junho de 2003.....	68
Tabela 6 – Estatística Descritiva dos preços reais da fécula de mandioca por tonelada no período de fevereiro de 2002 até fevereiro de 2013	73
Tabela 7 – Estatística Descritiva dos preços reais da raiz de mandioca por tonelada no período de fevereiro de 2002 até fevereiro de 2013	73
Tabela 8 – Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) para os preços nominais da fécula	82
Tabela 9 – Teste de Raiz Unitária KPSS para os preços da fécula.....	83
Tabela 10 – Teste de cointegração para identificar os parâmetros determinísticos.....	83
Tabela 11 – Teste de causalidade de Granger para as variáveis de preço da fécula.....	84
Tabela 12 – Teste de Johansen para cointegração entre regiões produtoras de fécula dos modelos com tendência constante e linear para as séries com e sem correção sazonal.....	86
Tabela 13 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC).....	88
Tabela 14 - Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) com restrições	89
Tabela 15 – Teste de significância de restrição sobre os parâmetros de longo prazo dos vetores de cointegração para as relações como o mercado base	90
Tabela 16 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem	91
Tabela 17 – Teste de Raiz Unitária de Dickey Fuller Aumentado (ADF) e Phillipsn Perron (PP) para as variáveis de preços da raiz e de quedas e aumentos nos preços da fécula.....	95

Tabela 18 – Teste de Raiz Unitária KPSS para os preços da raiz e para as variáveis de quedas e aumentos nos preços da fécula.....	96
Tabela 19 – Teste de causalidade de Granger para as variáveis de raiz de mandioca e de aumentos e quedas nos preços da fécula	97
Tabela 20 – Teste de Johansen para cointegração entre os preços da raiz e as variáveis de aumento e queda de preços da fécula.....	99
Tabela 21 - Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC).....	100
Tabela 22 - Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) com restrições	102
Tabela 23 - Teste de significância de restrição sobre os parâmetros de longo prazo dos vetores de cointegração para as relações de aumento e quedas no preço da fécula e raiz	103
Tabela 24 - Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem	104

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa	70
Quadro 2 – Distâncias dos principais municípios das regiões abordadas em relação ao município de Paranavaí	81

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Mapa da quantidade produzida de mandioca em toneladas no ano de 2010 conforme as microrregiões brasileiras.	21
Figura 2 – Localização das fecularias no Brasil em 2009.	24
Figura 3 – Consumo de raiz de mandioca, farinha de mandioca e fécula das famílias brasileiras em seus respectivos estados em 2008-2009 em kg.	27
Figura 4 – Diagrama da Magnitude da Assimetria na Transmissão de Preços	40
Figura 5 – Diagrama da Velocidade da Assimetria na Transmissão de Preços	40
Figura 6 – Diagrama da Velocidade e Magnitude da Assimetria na Transmissão de Preços .	40
Figura 7 – Resultado Teste de Causalidade Granger entre as principais regiões produtoras de fécula	85
Figura 8 – Funções Resposta para os preços de fécula do Noroeste Paranaense e demais regiões produtoras.....	93
Figura 9 - Funções Resposta para os preços entre níveis de mercado	106

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Séries médias de preços reais da raiz de mandioca e da fécula de mandioca por tonelada no período de fevereiro de 2002 até fevereiro de 2013.....	72
Gráfico 2 – Gráfico de preços reais das variáveis de fécula conforme regiões de fevereiro de 2002 até fevereiro de 2013	74
Gráfico 3 – Gráfico de preços reais das variáveis fécula e preço pago ao produtor na região de Assis	75
Gráfico 4 – Gráfico de preços reais das variáveis fécula e preço pago ao produtor na região do Centro Oeste Paranaense	76
Gráfico 5 – Gráfico de preços reais das variáveis fécula e preço pago ao produtor na região do Extremo Oeste Paranaense	77
Gráfico 6 – Gráfico de preços reais das variáveis fécula e preço pago ao produtor na região do Noroeste Paranaense	78
Gráfico 7 – Gráfico de preços reais das variáveis fécula e preço pago ao produtor na região do Extremo Sul Mato Grossense do Sul	79
Gráfico 8 – Gráfico de preços reais das variáveis fécula e preço pago ao produtor na região do Sudeste Mato Grossense do Sul.....	79

SUMÁRIO

RESUMO.....	3
ABSTRACT.....	4
LISTA DE TABELAS.....	5
LISTA DE QUADROS.....	7
LISTA DE FIGURAS.....	8
LISTA DE GRÁFICOS.....	9
1. INTRODUÇÃO.....	12
1.1. OBJETIVOS DA PESQUISA.....	15
2. ASPECTOS DA PRODUÇÃO DE FÉCULA.....	16
2.1. O CENÁRIO INTERNACIONAL.....	17
2.2. PRINCIPAIS PRODUTORES BRASILEIROS.....	19
2.3. O PADRÃO DE CONSUMO DA MANDIOCA E SEUS DERIVADOS.....	25
2.4. COMPORTAMENTO DO MERCADO MANDIOQUEIRO.....	29
2.4.1. <i>Os entraves à comercialização.....</i>	<i>30</i>
2.4.2. <i>As relações contratuais.....</i>	<i>33</i>
3. REFERENCIAL TEÓRICO.....	35
3.1. A ORGANIZAÇÃO INDUSTRIAL E SUAS PRINCIPAIS APLICAÇÕES.....	35
3.2. ESTUDOS RELACIONADOS.....	45
3.2.1. <i>Estudos empíricos sobre mandioca e seus derivados.....</i>	<i>45</i>
3.2.2. <i>Estudos empíricos sobre outros produtos.....</i>	<i>52</i>
4. METODOLOGIA.....	60
4.1. TESTES ECONÔMICOS.....	60
4.1.1. <i>Testes para determinação de ordem de integração.....</i>	<i>60</i>
4.1.2. <i>Teste de causalidade.....</i>	<i>63</i>
4.1.3. <i>Teste de cointegração.....</i>	<i>64</i>
4.1.4. <i>Teste para correlação serial.....</i>	<i>65</i>
4.2. OS MODELOS ESTIMADOS.....	66

4.2.1. <i>O modelo de transmissão de preços entre regiões</i>	66
4.2.2. <i>O modelo de transmissão nos preços entre níveis de mercado</i>	67
4.2.2. <i>Modelos de Vetores Autoregressivo (VAR) e Modelos de Vetores de Correção de Erro (VEC)</i>	69
4.3. FONTE E NATUREZA DOS DADOS	70
5. RESULTADOS E DISCUSSÕES	71
5.1. OS MODELOS ESTIMADOS.....	80
5.1.1. <i>O modelo de transmissão de preços entre regiões produtoras de fécula</i>	80
5.1.2. <i>O modelo de transmissão nos preços entre níveis de mercado</i>	94
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS	107
REFERÊNCIAS	109

1. INTRODUÇÃO

A mandioca é uma raiz rica em amido e classificada como uma planta perene pertencente à família *Euphorbiaceae*. É cultivada principalmente nos trópicos mais quentes da terra e em duas formas botânicas mais comuns a *Manihot esculentea* Crnaz e a *Manihot utilissima* Phol. (FALADE; AKINGBALA, 2011). Ao certo não se sabe qual origem da mandioca, ou até mesmo quando passou a ser consumida pelos humanos. Na literatura verifica-se um consenso de que suas primeiras utilizações foram pelos indígenas que se situavam na América do Sul e que, posteriormente, a raiz passou a ser produzida em regiões tropicais e subtropicais da África e Ásia.

No Brasil são catalogadas aproximadamente 4.300 variedades de mandioca que vão desde a mansa até a brava. (NASCIMENTO, 2010). Em função dos diversos tipos de raízes, a mandioca apresenta várias utilizações, sendo essas divididas em dois grandes grupos: a mandioca de mesa, consumida predominantemente em sua forma *in natura*; e a mandioca para uso industrial. Nesse caso, a raiz é processada e transformada em amidos naturais, modificados e hidrolizados. As cultivares da mandioca de mesa, utilizadas para consumo humano ou animal, também são conhecidas como aipim, macaxeira, doce ou mandioca mansa; já as cultivares usadas nas indústrias são as mandiocas amargas ou bravas. (SILVA; ASSUMPÇÃO; VEGRO, 2000; SOUZA; FIALHO, 2003)

Barros et al. (2004) observaram um crescimento na comercialização da mandioca de mesa em sua forma pré-cozida, congelada e na forma de *snack*. Os autores destacaram que a mandioca para uso industrial apresenta dois destinos principais, a produção de farinhas e a fécula. A farinha é voltada para o uso alimentar, com elevada especificidade regional sendo um produto de mercado local. A fécula e seus derivados são utilizados em produtos para a alimentação humana ou como insumo para diversos ramos industriais como: alimentos embutidos, embalagens, colas, mineração têxtil e farmacêutica.

Portanto, a mandioca e seus derivados são considerados como uma potencial fonte energética na nutrição humana, estando presente na dieta de milhões de habitantes do mundo, além de ser o principal alimento para a população africana. Segundo Cardoso, Ferreira Filho e Batalha (2001) a cadeia produtiva da mandioca se destaca também devido às diversas utilidades de seus derivados nos processos industriais.

Conforme destacado por Cardoso (2003) as raspas de mandioca são consideradas como um bom substituto do milho, principalmente em regiões onde a sua cultura é precária. O

autor ressaltou que além de preços competitivos, é exigido que a oferta seja quantitativamente relevante, sendo necessário um sistema de relacionamento ágil entre os produtores e os fabricantes de alimento. Em mercados onde a fécula é preferível a outros amidos, os consumidores chegam a pagar um sobrepreço de 20%. Desse modo, em condições de igualdade, a demanda por fécula é superior a de outros amidos, identificando-se a importância dos amidos de mandioca e sua produtividade frente outros derivados.

As instabilidades na oferta e nos preços da fécula ocasionada, principalmente, pela falta de matéria-prima (raiz), compromete sua preferência frente aos outros tipos de amidos. Acredita-se que as mudanças nos comportamentos nos preços da raiz de mandioca é a principal justificativa para tal comportamento. Os determinantes desse comportamento são as possíveis imperfeições do mercado da fécula, sendo elas, a ação de intermediários, o uso do poder de mercado por algumas firmas, ausência de barreiras à entrada e falta de coordenação na cadeia. Ao passo que os preços se alteram as principais regiões produtoras ou os produtores de fécula e/ou raiz podem apresentar comportamentos que se distanciem da concorrência perfeita, sinalizando algum poder de mercado.

Ao analisar o comportamento do mercado de derivados de mandioca Alves e Vedovoto (2007) afirmaram que a estrutura concorrencial da farinha e fécula pode ser observada por suas margens de comercialização. Assim, os autores verificaram que essas margens de comercialização reduziram-se ao longo do tempo, indicando que as empresas concorreriam entre si e não conseguiram manter suas margens. No caso da fécula as margens se reduzem no período de maior crescimento no número de empresas no mercado, levando a conclusão de que o mercado da fécula possa ter um comportamento concorrencial. Porém, conforme apontado pelos próprios autores, e também por Cardoso (2003), Goebel (2005) e Vilpoux (2011), a ação de intermediários no processo no processo de comercialização, pode comprometer essa concorrência, então, caberá ao estudo verificar se existe poder de mercado nessa cadeia ou não.

Os estudos sobre as estruturas concorrenciais quais objetivam verificar o poder de mercado entre setores, utilizam como ferramenta teórica a análise do comportamento dos preços dos produtos. Na literatura, verificam-se trabalhos que utilizam a relação entre os preços tanto em nível de mercado (dimensão do produto) quanto entre mercados em regiões distintas (dimensão geográfica), tendo esses a principal finalidade de identificar empiricamente a definição dos mercados relevantes para avaliar as relações de poder de mercado. A forma mais utilizada para se estudar o comportamento nos preços com o objetivo

de se verificar poder de mercado é pela a análise das elasticidades das transmissões nos preços de um determinado mercado para outro. Define-se como uma transmissão assimétrica nos preços quando os acréscimos de preços são transmitidos diferentemente dos decréscimos, se um mercado apresenta essa relação, supõe-se que o mesmo esteja exercendo algum tipo de poder de mercado.

Vale destacar que o comportamento de preços podem se relacionar à sua oferta e demanda e até mesmo às características de consumo do produto (elasticidade-preço e elasticidade-renda). Na agricultura, outros fatores podem influenciar o comportamento dos preços: a sazonalidade, clima, armazenagem, perecibilidade, entre outros. Assim, quando somados às condições de oferta e demanda resultam em crescentes variabilidades nos preços. Exemplo disso foi relatado por Camargo Filho e Alves (2004) quando afirmaram que as hortaliças, de modo geral, eram influenciadas pelo efeito econômico da teoria de teia de aranha, ou seja, com resposta de produção aos preços. Desse modo, quando os preços de determinado produto se elevam a patamares superiores à média, os produtores, motivados, procuravam aumentar a área cultivada, e a após quatro ou cinco meses a produção chega ao mercado, causando desequilíbrios entre oferta e demanda. Os preços então se retraem e os produtores, desmotivados, reduzem a área cultivada. Conforme os autores esse cenário é comum para as olerícolas como: cebola, batata, beterraba, tomate, berinjela, melancia e outros. No mercado da mandioca de mesa esse processo é mais lento, e para a mandioca industrial outras variáveis devem ser consideradas.

Vilpoux (2011) apontou que os preços da raiz de mandioca apresentam grandes variações sazonais, e são submentidos a um nível mínimo em meados de maio e agosto (pico da colheita) e se elevam novamente no verão (entressafra). Além do comportamento sazonal, o autor apontou que o preço apresenta uma estreita ligação com os praticados na safra anterior e por outros eventos de difícil previsão como, problemas climatológicos, competitividades com outras culturas e etc.

Devido à necessidade do cultivo da mandioca como fonte de alimento para sociedade, o destaque brasileiro no cultivo de mandioca, em especial os estados do Paraná, Mato Grosso do Sul, São Paulo e Santa Catarina e a relevância dos estudos dos preços assimétricos para a identificação do poder de mercado e do comportamento da formação nos preços da fécula, torna-se importante o estudo do comportamento dos preços da fécula nas principais regiões produtoras, e entre os níveis de mercado produtor (raiz) e atacado (fécula).

Dada a importância da cadeia produtiva da fécula de mandioca para o Brasil e em algumas regiões em particular, pode-se questionar como problema de pesquisa a existência de assimetrias de poder de mercado entre os agentes produtores e as regiões.

A pesquisa inicia-se com base na hipótese que as diferenças na estrutura de mercado, tanto entre níveis, quanto entre regiões levam à transmissão assimétrica nos preços.

Assim, conclui-se que os preços da mandioca e seus derivados, mesmo sendo influenciados diretamente pelas relações de oferta e demanda, podem também o ser por diversos fatores. Dentre os determinantes apontados, o presente trabalho tem como finalidade analisar a formação dos preços no mercado de derivados mandioca, em específico a fécula, mensurando sua transmissão assimétrica desagregada entre as principais regiões produtoras do Centro-Oeste, Sudeste e Sul e a relação entre os níveis de mercado atacado e produtor, como forma de detectar diferenças de poder de mercado.

1.1. OBJETIVOS DA PESQUISA

O objetivo geral do estudo é examinar a transmissão assimétrica nos preços da mandioca e da fécula, abordando as principais regiões produtoras do Brasil, estando essas localizadas nos Estados do Paraná, Mato Grosso do Sul e São Paulo, e a relação entre produtores de raiz de mandioca e fecularias, para assim identificar se os mercados são competitivos.

Como objetivos específicos destacam-se: i) verificar relações de longo prazo entre as variáveis abordadas; ii) estudar a transmissão assimétrica entre os preços da mandioca e a fécula entre as principais regiões produtoras do Paraná, Mato Grosso do Sul e São Paulo e iii) verificar a relação dos ajustamentos nos preços pagos ao produtor de mandioca em decorrência da variação nos preços da fécula.

A pesquisa está estruturada em seis capítulos, iniciando com o presente, introdutório. O capítulo dois apresenta os principais aspectos da cadeia produtiva da fécula, bem como, uma análise do cenário nacional e internacional, padrões de consumo e o comportamento do mercado mandioqueiro. O capítulo três contempla a revisão teórica sobre os métodos abordados para analisar as relações de poder de mercado via comportamento de preços, apresenta também a importância de se utilizar modelos econométricos que não desprezem os custos de transação; e busca discutir os principais estudos sobre mandioca e outros produtos agrícolas que abordaram a mesma problemática da pesquisa, tanto em nível nacional quanto

internacional. O capítulo quatro descreve a metodologia empregada e o capítulo cinco apresenta os resultados. Após as discussões, têm-se o capítulo seis que aponta as conclusões sobre o trabalho.

2. ASPECTOS DA PRODUÇÃO DE FÉCULA

O agronegócio da mandioca quando comparado aos outros produtos se destaca por sua elevada comercialização de amido, pelas vantagens de cultivo e por sua geração de emprego. Na concepção de Vilpoux (2011) a fécula pode ser considerada como uma *commodity* que compete em nível internacional com outros amidos como o do milho, trigo, fécula de batata. A fécula de mandioca é o amido mais exportado no mundo e constitui fonte de divisas para diversos países.

Souza et al. (2006) afirmaram que dentre as vantagens da cultura da mandioca destaca-se: facilidade de propagação, tolerância às estiagens, rendimentos satisfatórios em solos poucos férteis, baixa exigência de insumos modernos, resistência ou tolerância à pragas e doenças, elevado teor de amido nas raízes e de proteínas nas folhas e a possibilidade de plantio e colheitas mecanizadas. Portanto, a cultura da mandioca pode ser cultivada tanto por grandes produtores, com o uso de tecnologias quanto por pequenos produtores com a produção voltada para a subsistência.

Outro destaque na cadeia agroindustrial é a geração de empregos. Conforme apontado por Leal (2010), apud Nascimento (2010) para cada dois hectares do cultivo de mandioca na Bahia, um emprego direto é gerado, fazendo com que a cultura tenha grande importância para o contexto social e econômico do Estado e do país. Vale destacar que em algumas regiões, com a mecanização da cultura, tal relação é menor, porém o setor ainda é intensivo em mão de obra.

Os trabalhos sobre a mandioca e seus derivados utilizaram tanto as abordagens de Sistemas Agroindustriais¹ quanto de Cadeia de Produção Agroindustrial². Dentre os diversos

¹ Os estudos sobre os Sistemas Agroindustriais (SAG) são abordados constantemente na literatura brasileira, pois conforme Zylbersztajn (2000), o destaque dessa abordagem se sustenta pelo fato de abranger não somente as relações verticais de uma cadeia produtiva, mas também a sua forma organizacional e o ambiente institucional como um todo, tendo assim, uma proposta mais ampla. O autor definiu o SAG como as relações, por meio de contratos, entre empresas e agentes especializados visando atender o consumidor de determinado produto, e os agentes que o compõem são: consumidor, o varejo, o atacado, agroindústria e a produção primária. O foco do presente trabalho são apenas as relações entre a agroindústria e a produção primária.

² Batalha (1997) apontou que a Cadeia de Produção Agroindustrial CPA pode ser segmentada, de jure a montante em três macrosegmentos: comercialização – empresas que viabilizam o consumo e o comércio dos

estudos que abordaram o comportamento da mandioca e seus derivados não se buscaram, ao certo, justificar o emprego das nomenclaturas Cadeia Produtiva Agroindustrial, ou Sistema Agroindustrial. Como o principal objetivo da seguinte seção é proporcionar uma visão sistêmica quanto ao comportamento do mercado da mandioca e seu principal derivado, fécula, a pesquisa apresentará análises sobre as duas formas de observação.

Essa seção se subdivide em quatro tópicos, sendo que o primeiro aborda o cenário internacional da produção de raiz de mandioca e seus derivados, bem como, sua comercialização. No segundo são apontadas as principais regiões produtoras de raiz e fécula no Brasil, as diferentes formas de plantio da raiz. Na terceira subseção são analisados os padrões de consumo da mandioca e seus derivados, e suas utilizações industriais. Por fim, o quarto tópico proporciona uma breve análise do comportamento do mercado mandioqueiro, ressaltando, a competitividade da cadeia agroindustrial da fécula de mandioca, suas relações contratuais e o comportamento dos preços.

2.1. O CENÁRIO INTERNACIONAL

Os países que nos últimos anos dominaram a produção internacional de raiz de mandioca foram Nigéria, Brasil, Indonésia e Tailândia. Mesmo com sua origem na América do Sul, atualmente, os principais continentes produtores são a África e Ásia. A quantidade produzida dos principais países pode ser observada na Tabela 1.

Dentre os países em análise a Índia se destaca por sua alta produtividade de raiz, com aproximadamente 350 mil t por hectare, sendo esse um valor consideravelmente maior que a produtividade da Nigéria, com 129 mil t por hectare (FAO, 2012). Ao analisar a produtividade dos principais países produtores, nota-se que os asiáticos apresentam os maiores valores chegando a ser o triplo da produtividade dos países africanos e do Brasil.

Alves e Vedovoto (2007) apontaram que a produção africana de mandioca é classificada como de subsistência, a produção asiática tem caráter comercial e que na produção brasileira coexistem subsistência e comercial. Os autores ressaltam que o cultivo na África está sujeito a restrições quanto ao manejo adotado e que no continente, de uma forma geral, as perdas chegam até 26,2% da produção, o que é justificado pelo fato da produção da

produtos finais; industrialização – firmas responsáveis pela transformação da matéria-prima em produto final; produção de matéria-prima – empresas que fornecem matéria-prima para que outras firmas produzam o produto final.

mandioca africana estar concentrada nas mãos de numerosos agricultores de baixa renda e a comercialização ser realizada via pequenos produtores e processadores. (OSPINA-PATINO, EZEDINMA, TAMASHIRO, 2011).

Tabela 1 – Produção de raiz de mandioca dos principais produtores mundiais de 2004 a 2011 (mil t)

Países	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Nigéria	38845	41565	45721	43410	44582	36804	37504	52503
Brasil	23927	25872	26639	26541	26703	24404	24354	25441
Indonésia	19425	19321	19987	19988	21593	22039	23909	24009
Tailândia	21441	16938	22584	26916	25156	30088	22006	21912
República Democrática do Congo	14951	14975	14989	15004	15014	15034	15050	15569
Angola	6817	8815	9037	9730	10057	12828	13859	14333
Gana	9739	9567	9638	10218	11351	12231	13504	14240
Vietnã	5821	6716	7783	8193	9396	8557	8522	9875
Índia	5950	7463	7855	8232	9056	9623	8060	8076

Fonte: Food and Agriculture Organization of the United Nations FAO (2012). Elaboração da autora.

Conforme Felipe, Alves e Camargo (2010), os ganhos de produtividades dos países asiáticos que geram incrementos na produção possibilitam a comercialização mais industrial da mandioca, como o caso dos *chips*, *pellets*, fécula e até mesmo o etanol de mandioca. Os autores ressaltam que a Tailândia vem investindo fortemente para elevar os níveis produtividade, despontando frente aos outros produtores mundiais. Na América do Sul, produção é voltada para a subsistência como verificado nos países como Bolívia, Colômbia, Paraguai e Brasil. Porém, o centro-sul brasileiro se destaca na produção de derivados industrializados com produções de raiz em grande escala.

Ao analisar os princípios derivados de mandioca destinados para o comércio internacional, sendo eles, a mandioca na forma de raspa e a fécula, verifica-se que o principal exportador é a Tailândia. Conforme dados da FAO (2012) em 2010 a exportação de mandioca em raspa do país representou 80,52% do total mundial e de fécula 95,67%. Nesse mesmo período, a Indonésia exportou apenas 3,11% total de mandioca seca e 0,72% de fécula.

O Brasil não se destacou frente aos outros países nas exportações de derivados de mandioca, uma vez que sua produção é principalmente destinada para o mercado interno. O acesso brasileiro ao comércio internacional é dificultado pela instabilidade preços que o país apresenta, pois, mesmo em condições vantajosas de preços, os importadores ficam receosos

em realizar transações uma vez que a cadeia não apresenta formas de organização ou controles à produção interna. (CARDOSO, 2003).

Dados da FAO (2012) apontaram que China, Coréia do Sul, Estados Unidos, União Europeia e Japão são os principais importadores de mandioca em raspa. Ressalta-se que a Tailândia no ano de 2010 importou cerca de 4% do total importado e, esse valor representou 7% do montante final de suas exportações sendo que seu valor de exportação nesse período foi de US\$ 139 t e de importação US\$ 53 t, tal cenário justifica-se pela queda de produção que teve em 2010, porém, o país vem apresentando esse comportamento desde 2007. Os principais importadores de fécula são China, Malásia, Indonésia, Japão e Filipinas. Vale destacar que dos totais importados de mandioca seca e fécula a China representa, respectivamente, 85% e 58%.

Segundo Barros et al. (2003), se verificou no mercado internacional restrições às importações dos derivados de mandioca, e especial a fécula. Na América do Norte, a fécula é um forte concorrente dos amidos nacionais (como a batata e o milho) quais são altamente subsidiados pelo governo fazendo com que o derivado perca sua competitividade. O mesmo comportamento se dá na Europa, onde o governo favorece os produtores de matéria-prima, em que essas são raramente importadas devido aos níveis proibitivos e aos reembolsos aos processadores³.

Desse modo, pode-se concluir que a produção de raiz de mandioca se concentra na Nigéria, Brasil e Tailândia, sendo as produções brasileiras e nigerianas destinadas ao comércio interno e para derivados típicos de suas regiões. Já a Tailândia tem sua produção quase que totalmente voltada para o comércio internacional, produzindo derivados para usos industriais como o caso da fécula, sendo o seu principal importador a China.

2.2. PRINCIPAIS PRODUTORES BRASILEIROS

Cardoso (2003) apontou que o cultivo de mandioca brasileira encontra-se principalmente em pequenas propriedades e em sistemas de produção complexa com pouca ou até mesmo nenhuma tecnologia. Tal fato pode ser explicado pelas características agronômicas da cultura, ou seja, pela possibilidade de produção em solos com pouca fertilidade, nos quais outras culturas não são produtivas. A produção de forma precária e com

³ Quando os preços da matéria-prima estão acima dos valores internacionais os processadores recebem essa diferença.

recurso água eficazmente utilizado possibilitam que as regiões secas como o Nordeste e até mesmo a África se adaptem melhor ao cultivo.

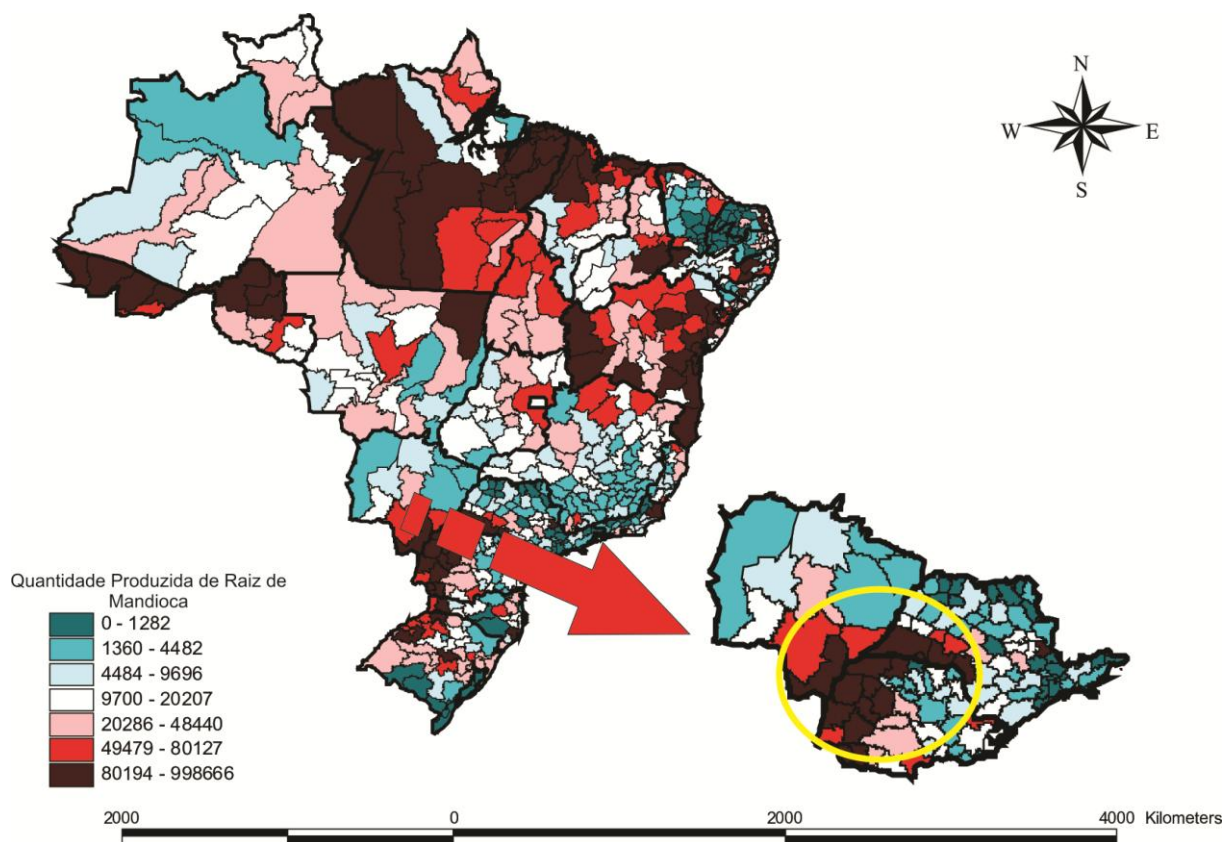
A cultura de mandioca também se caracteriza por um uso mais industrializado e de produção em grande escala. Goebel (2005) relatou que a cultura de mandioca brasileira passou por uma transição em sua dinâmica, onde até meados da década de oitenta, o cultivo era predominantemente para a subsistência, com produtos de consumo domésticos e onde a produção não era alvo de políticas públicas ou mesmo privadas. Os altos potenciais da fécula de mandioca e dos amidos modificados com elevado valor agregados deram um novo dinamismo ao sistema agroindustrial, impactando em transformações na cultura mandioqueira. Desse modo, passou-se a ter maiores interesses quanto às formas de coordenação e organização do sistema agroindustrial da mandioca.

Dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2012) indicaram que o Pará é o principal estado produtor de raiz de mandioca com 18,74 % da produção brasileira em 2010, seguido pelo Paraná com 16,36 % e pela Bahia com 13,09 %. Outros estados também se destacam na produção da raiz, sendo eles o Maranhão (6,28 %), Rio Grande do Sul (5,32 %), São Paulo (4,77 %) e Acre (3,46 %). Ressalta-se que essas regiões são responsáveis por produzirem aproximadamente 68 % do total brasileiro de raiz de mandioca no ano de 2010.

A Figura 1 apresenta os estados, e suas respectivas microrregiões, que mais se destacaram na produção de mandioca brasileira em de 2010.

Conforme Figura 1 pode-se destacar que as principais microrregiões produtoras de mandioca são Obidos, Santarém, Tome Acu, Bragantina e Guama (no oeste e nordeste do Pará), Feira de Santana (BA) e Paranaíba, Umuarama e Toledo (no noroeste e oeste paranaense) e Assis (sudeste de São Paulo). Outras microrregiões como Pindaré (MA), Cruzeiro do Sul (AC), Santo Antônio de Jesus (BA) e Iguatemi (MS) também apresentam elevada produção de raiz de mandioca quando comparada com outras regiões produtoras. Portanto, conforme realçado no mapa, os três estados abordados no presente estudo, sendo eles, o Paraná, Mato Grosso do Sul e São Paulo apresentam produção de mandioca acima da média nas regiões, respectivamente, oeste, sul e sudeste de cada Estado.

Figura 1 – Mapa da quantidade produzida de mandioca em toneladas no ano de 2010 conforme as microrregiões brasileiras.



Fonte: Sistema IBGE de Recuperação Automática SIDRA – IBGE (2012). Elaboração da autora.

Cada região apresenta suas peculiaridades, ou seja, formas de cultivo, processamento da raiz, produção de derivados, entre outras. Vilpoux (2008), ao analisá-las, verificou que no noroeste do Pará inicia-se a produção de fécula e a busca por um processo de modernização, porém, a presença de pequenos produtores e fábricas artesanais dificulta o desenvolvimento dessa região. Para o autor, o oeste do estado é a região mais isolada e atrasada, onde o processo de modernização é mais lento em função das distâncias do mercado consumidor. Na região litorânea da Bahia o autor verificou que a produção é destinada para a farinha de mandioca e algumas experiências na produção de fécula, com empresas de pequeno porte e artesanais.

Segundo Rangel et al.(2007) as culturas do nordeste brasileiro são predominantemente extrativas, justificadas pelas as formas de exploração e o pelo clima que enfrenta. Nessas regiões as culturas não apresentam o uso de técnicas básicas, com uma grande extração de nutrientes sem a devida reposição, lenta cobertura e grande revolvimento do solo. Existe ainda uma má distribuição da terra e a utilização de duas ou mais culturas simultâneas. Para os

autores, essas formas de produção têm levado à insustentabilidade da atividade agrícola e ao cultivo migratório. Desse modo, devido a essas particularidades, tais regiões ficam impossibilitadas de desenvolverem uma cultura mais produtiva destinada para fins industriais, como a produção de fécula.

Na cadeia produtiva da raiz de mandioca não se verifica barreiras à entrada e à saída do mercado. A necessidade de baixas tecnologias, reduzidos investimentos e a rusticidade da cultura de mandioca (adaptabilidades a solos poucos férteis e em condições climáticas adversas) são os principais fatores que compõem esse cenário. Esses determinantes favorecem a elevada participação da cultura familiar, além da entrada de produtores à cadeia nos momentos que os preços são mais atrativos resultando em instabilidade para a atividade. (MILOCA; SAURIN e STADUTO, 2009; SANTINI; OLIVEIRA e PIGATTO, 2010).

Conforme Santini, Oliveira e Pigatto (2010), a rusticidade da cultura da mandioca e sua produção intensiva em mão de obra (não especializada) são fatores que favorecem a redução de barreiras à entrada, principalmente por agricultores menos capitalizados. Sabe-se que a ausência de barreiras à entrada resultam em mercados mais competitivos, no entanto, pode impactar na volatilidade da raiz, com elevada produção nos momentos de altas nos preços do produto e a conseqüente instabilidade na atividade. O que justifica uma maior atenção, por parte dos agricultores, quanto às flutuações nos preços e em variáveis que o influencia, para com isso, determinar a quantidade produzida e os preços que serão auferidos.

Em respeito a produção de fécula no Brasil, ressalta-se que no noroeste do Paraná localiza-se o principal polo produtor de fécula do país, onde, tal região chegou a ser a maior produtora de raiz de mandioca em 2006, porém, a transição da área de mandioca pela de grãos na busca de maiores lucros e rentabilidade levou à queda na produção de mandioca. (ALVES; FELIPE; CARDOSO, 2009).

O início da indústria de fécula de mandioca no Brasil aconteceu em meados de 1950, mas seu desenvolvimento de fato foi em 1990, possibilitado pela abertura comercial do país na época. Ao longo de toda a década já se verificava uma demanda crescente pelo produto, fazendo com que algumas farinheiras se tornassem fecularias. Na década de 2000 algumas unidades passaram a modificar a fécula *in natura*, agregando valor e, assim, atendendo outros nichos de mercados mais específicos como as indústrias de papel e papelão, química, siderúrgica entre outros. (FELIPE, ALVES, CAMARGO, 2010). O comportamento da produção de fécula de mandioca entre as principais regiões produtoras do Brasil pode ser observado na Tabela 2.

Tabela 2 - Produção total e participação das regiões na produção nacional de fécula entre 2010 e 2012.

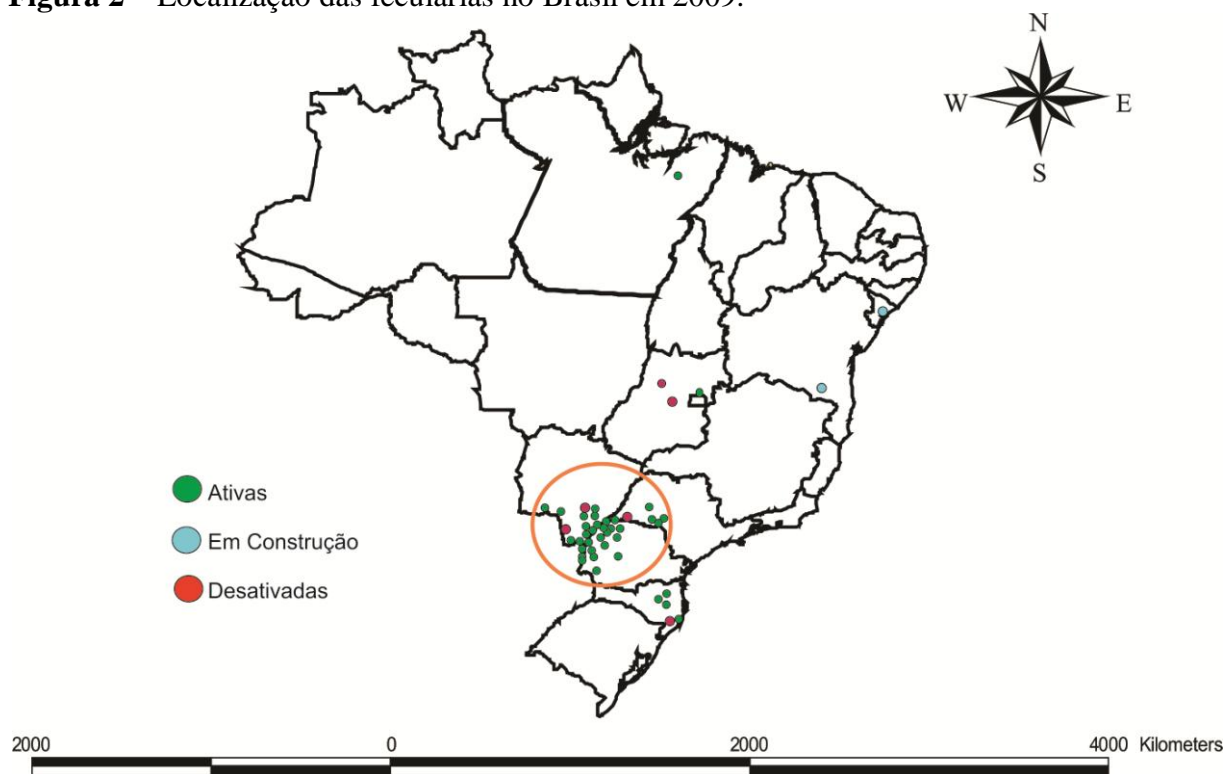
Regiões	2010		2011		2012	
	Produção (mil t)	% do total	Produção (mil t)	% do total	Produção (mil t)	% do total
NOP	235,53	43,4%	206,19	39,7%	219,47	42,2%
EOP	89,87	16,6%	95,07	18,3%	95,09	18,3%
COP	78,86	14,5%	64,70	12,5%	59,76	11,5%
ASS	50,73	9,4%	55,39	10,7%	48,03	9,2%
SOM	43,28	8,0%	51,09	9,8%	46,45	8,9%
ESM	37,52	6,9%	37,46	7,2%	41,79	8,0%
LSC	2,60	0,5%	5,23	1,0%	4,06	0,8%
PA	-	-	1,65	0,3%	3,00	0,6%
AVI	3,26	0,6%	1,58	0,3%	0,70	0,1%
BA	-	-	0,80	0,2%	1,3	0,3%
GO	0,56	0,1%	0,00	0,0%	-	-
Total	542,20	100%	519,16	100%	519,67	100%

Fonte: Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2013).

Legenda: LSC: NOP: Noroeste Paranaense (região de Paranavaí), EOP: Extremo Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP: Centro Oeste Paranaense (região de Araruna), ASS: Assis SP (região de Assis), SOM: Sudeste Sul-mato-grossense (região de Ivinhema), ESM: Extremo-Sul Sul-mato-grossense (região de Naviraí), Litoral Sul-Catarinense (região de Capivari de Baixo), PA: Pará (região de Mojú), AVI: Alto Vale do Itajaí (região de Rio do Sul), BA: Bahia, GO: Goiás.

A Tabela 2 mostra que o principal produtor de fécula nos últimos anos foi o Paraná, sendo que em 2012 sua produção chegou a cerca de 70% (374,32 mil t) do total brasileiro. Dentre as regiões produtoras do estado, a de maior representatividade é a noroeste, também conhecida como a região de Paranavaí, com 42,2% do total brasileiros, seguida pelas regiões do extremo oeste (18,30%) e centro-oeste (11,50%). No estado de São Paulo a região de Assis se destaca tanto pela produção de raiz de mandioca quanto de fécula, ocupando a posição da quarta maior produtora de fécula do país, com 9,2% do total nacional em 2012. Outras regiões de destaque são extremo sul e sudeste sul mato grossense com, respectivamente, 8,90% e 8 % do total nacional. Com menores representatividades ressalta-se o litoral Sul Catarinense e o alto vale do Itajaí no Rio Grande do Sul. Em 2011 o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA passou a coletar informações sobre fecularias do Pará e Bahia. Para maior compreensão sobre os dados apresentados, a Figura 2 busca apresentar a localização das unidades produtoras de fécula no Brasil, para o período de 2009.

Figura 2 – Localização das fecularias no Brasil em 2009.



Fonte: Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – Cepea (2011), apud Felipe, Maggiani e Alves (2011).

Como observado na Figura 2 e na Tabela 2, a produção de fécula atualmente, se concentra nos Estados do Paraná, Mato Grosso do Sul e São Paulo, onde tais regiões totalizam 98,20% da produção brasileira de 2012, sendo essas as principais produtoras do Brasil. Portanto, o presente estudo abordará apenas as três regiões do Paraná, as duas regiões do Mato Grosso do Sul e a região de São Paulo. Complementando os dados expostos, a Tabela 3 apresenta o número de fecularias em atividade no ano de 2009.

Conforme a Tabela 3, verifica-se que o número total de fecularias em 2009 era 63 sendo mais de sua metade do estado do Paraná, seguido pelo Mato Grosso, Santa Catarina e São Paulo. Vale destacar que mesmo com um número significativo de fecularias, o estado de Santa Catarina não se destaca na produção de fécula, cabendo a este cerca de 0,5% do total da produção no mesmo ano, justificadas pelas baixas capacidade instaladas das fecularias. Portanto, como se buscou estudar as principais regiões produtoras de féculas no Brasil, a região de Santa Catarina, devido sua baixa representatividade, não será abordada no presente estudo.

Tabela 3 – Número de fecularias em atividade no Brasil, capacidade instalada média por Estado e Brasil em 2009.

Estados	Número de empresas	até 100 t/dia	entre 100 e 200 t/dia	entre 201 e 250 t/dia	entre 251 e 350 t/dia	entre 351 e 500 t/dia	entre 501 e 1000 t/dia
PR	36	3	7	6	8	7	5
MS	12	1	4	3	2	2	0
SC	8	5	3	0	0	0	0
SP	7	1	5	0	0	0	1
Total	63	10	19	9	10	9	6

Fonte: Cepea (2010), citado por Felipe, Maggiani e Alves (2011).

Em respeito a evolução da produção de fécula e sua dispersão pelo território brasileiros, GOEBEL (2005) destacou que a transição da cultura de mandioca dos últimos anos também se reflete na produção de fécula. Segundo o autor, as fecularias surgiram inicialmente no estado de Santa Catarina migrando posteriormente para o Paraná e Mato Grosso do Sul, “alterando de certa forma a estrutura produtiva tradicional existente na cadeia de mandioca, que sempre, esteve ligada, em quase totalidade, a uma cultura de subsistência e padrões de pequenas lavouras”. (GOEBEL, 2005, p. 148).

O estudo de Souza et al.(2005) confirmou esse cenário. Segundo os autores, os incentivos para a industrialização no Mato Grosso do Sul possibilitaram mudanças de plantas industriais para o estado. Esse estímulo, quando adicionado à alta produtividade e mecanização das culturas no estado, resulta em redução nos custos de produção de mandioca, se comparadas com as regiões vizinhas no Paraná. Assim, tal conjuntura, desestimulou a produção de mandioca no Paraná gerando uma ociosidade nas maiores fecularias da região paranaense, e um aumento de fecularias no Mato Grosso do Sul.

Portanto, pode-se concluir que os principais estados produtores de raiz de mandioca no Brasil são Pará, Paraná e Bahia. Os estados do norte e nordeste caracterizam-se por uma produção voltada para a subsistência, de baixa tecnologia e destinadas para o mercado local porém, já se verifica em algumas regiões a presença de pequenas fecularias e a cultura da raiz para o uso industrial. Nos estados do centro sul brasileiro, com destaque para as regiões de Paranaíba (PR), Assis (SP) e Naviraí (MS), a cultura da raiz se destinada principalmente ao uso industrial, seja ela para a produção de fécula ou farinha.

2.3. O PADRÃO DE CONSUMO DA MANDIOCA E SEUS DERIVADOS

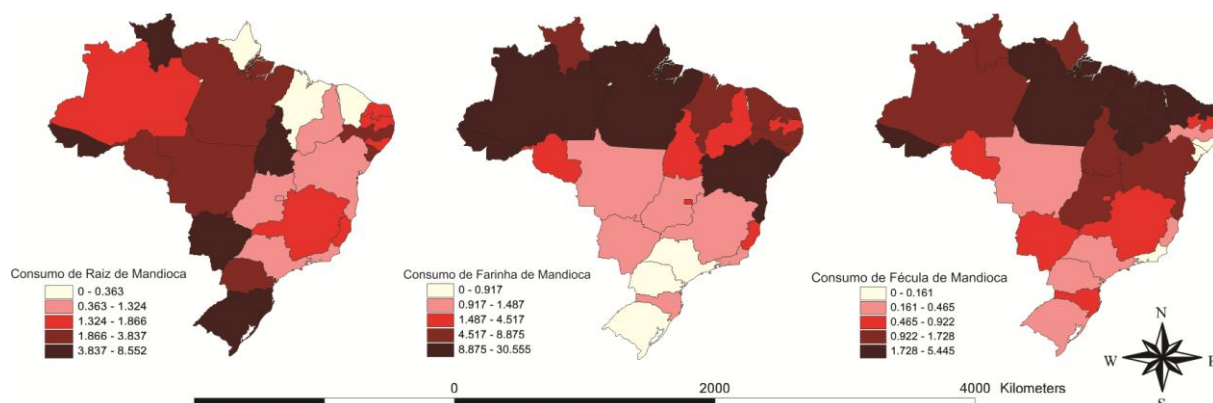
No que se refere aos hábitos de consumo da mandioca e suas possíveis utilizações, Falade e Akingbala (2011) verificaram que a mandioca é consumida em sua forma *in natura* e cozida, normalmente temperada com sal e especiarias ou misturada com outros vegetais. Para os autores, são diversos os produtos resultados dos processamentos da raiz de mandioca, sejam eles fermentados ou não fermentados, sólidos ou líquidos. Alguns derivados são comercializados no mundo todo, e outros encontrados em apenas algumas regiões, como as fatias fritas de mandioca fresca muito consumida na Índia, as raízes cozidas do Sirilanka ou até mesmo a sopa preparada pelos indígenas no Brasil.

Considerada como uma “cultura de terceiro mundo”, a mandioca tem se tornado o foco de muitas pesquisas devido à sua importância na alimentação da população mais pobre e por seu potencial como *commodity*. A raiz ocupa o quarto lugar como alimento com maior fonte de carboidratos dos países localizados nos trópicos, atrás apenas do arroz, milho e cana-de-açúcar, além de estar presente na dieta de mais de 500 milhões de pessoas do mundo. (BLAGBROUGH et al., 2010). Cardoso et al. (2001) apontaram que no Brasil a cultura de mandioca também é um fator gerador de emprego e renda, principalmente nas regiões mais pobres do nordeste, e que para famílias de baixa renda o consumo de mandioca e seus derivados chegam a 10% das despesas anuais com alimentação, perdendo em importância somente para o feijão.

Nascimento (2010) destacou que os tradicionais derivados de mandioca como a farinha, beiju, tapioca, fécula, polvilho, sagu entre outros não são mais os únicos subprodutos da raiz. Já se identifica no mercado algumas novidades como o mel da mandioca, melaço (também utilizado na alimentação de animais), aguardente e vinagre. A autora ressaltou que as folhas também podem ser utilizadas na dieta dos animais, sendo que os pecuaristas intensificam esse consumo principalmente em períodos de estiagem. E assim, concluiu que a aplicabilidade da raiz se destina para mercados completamente distintos, que vão desde a produção de cosmético como xampus, hidratantes até a confecção de tijolos.

A Figura 3 apresenta o padrão de consumo da mandioca em sua forma natural, (raiz *in natura*) e industrializada (farinha de mandioca e fécula) das famílias brasileiras em seus respectivos estados, nos períodos de 2008 até 2009 em kg.

Figura 3 – Consumo de raiz de mandioca, farinha de mandioca e fécula das famílias brasileiras em seus respectivos estados em 2008-2009 em kg.



Fonte: Pesquisa de Orçamentos Familiares – POF (2011). Elaboração da autora.

Quanto ao padrão de consumo de mandioca e seus derivados pelas as famílias brasileiras, baseado na Figura 3, pode-se afirmar que os estados que mais consomem a raiz em sua forma *in natura* seja ela semiprocessada ou não, são Roraima, o Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Acre, Tocantins e Mato Grosso do Sul. Outros estados que também se destacam são: Paraná, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Rondônia, Pernambuco e Sergipe.

Em relação ao consumo de farinha de mandioca, os estados em que as famílias apresentaram maior consumo foram aqueles localizados nas regiões Norte e Nordeste. Dados da Pesquisa de Orçamento Familiar – POF (2011) indicaram que a farinha de mandioca é um produto de elevada elasticidade renda da demanda, considerada então, como um bem inferior, uma vez que aumentos na renda levam a uma redução no consumo do produto. A pesquisa mostrou que o consumo de raiz de mandioca e farinha são maiores em famílias residentes em zonas rurais. Já em áreas urbanas, devido aos hábitos da população e pela busca de praticidade os alimentos processados e prontos são mais demandados, sendo eles: biscoitos, pães, salgados, pizzas e sanduiches.

Alves e Vedovoto (2007) (2007), ao verificarem tal cenário apontaram que os fatores relacionados aos consumidores, ou seja, os determinantes da demanda sofreram modificações ao longo do tempo, principalmente em relação aos hábitos alimentares. Desse modo, por um lado, a população passou a preferir pratos prontos e semiprontos, conservas, congelados, entre outros, e por outro lado setores industriais intensificaram o uso de tecnologias modernas nos processos industriais, tornado a atividade mais competitiva, principalmente nos alimentícios, papelero e têxtil. Portanto, esses comportamentos devem provocar aumento da demanda por amidos, como já se verifica nas economias europeias e americanas.

O autor também identificou que a demanda caracterizada pelos crescentes atributos de estabilidade de volume, preço e qualidade, quando adicionada às exigências da sociedade por produtos mais naturais e aqueles providos de processos que causam o mínimo de impacto ambiental, abre espaço para as fecularias de mandioca que devido às suas características de produção tornam-se preferidas em muitos segmentos.

Quanto ao padrão de consumo da fécula vale ressaltar que, mesmo considerado como fonte de matéria-prima para as indústrias, o derivado também está presente na alimentação das famílias brasileiras e é normalmente utilizado como ingrediente em receitas típicas como o bolo de goma do Piauí, as *chipas* paraguaias, pão de queijo e etc. Conforme o mapa da Figura 3, o estado que mais se destaca no consumo de fécula é o Piauí seguido pelo Ceará e Rio Grande do Norte, indicando que o consumo pelas famílias ainda é típico de algumas regiões brasileiras.

O principal segmento consumidor de fécula de mandioca é o setor atacadista que em 2012 representou 25% do total comercializado e o setor varejista 7,6%, sendo essa produção voltada diretamente para o consumo humano. Com o uso da fécula como matéria-prima industrial os setores que mais se destacaram em 2012 foram o de papelão (15,8%), de massa biscoito e panificação (18,5%) e os frigoríficos (13,2%). Desse modo, pode-se concluir que dos totais comercializáveis da fécula cerca de 56% foram destinados para as indústrias na forma de matéria-prima, aproximadamente 39% para o consumo direto da população e 5% para outras fecularias. Conforme computado pelo CEPEA (2012) 0,6% do total é destinado para a exportação. A relação entre a transferência da produção de fécula de uma fecularia para outras, pode justificar a presença de arbitradores nesse mercado⁴.

A Tabela 4 complementa a análise do consumo de fécula, apresentando os destinos que a produção pode apresentar.

Cardoso et al. (2001) afirmaram que o segmento de consumo da mandioca era composto pelos consumidores da própria produção e os demais que adquirem os produtos no mercado. Então, no primeiro caso são os próprios agricultores que definem o produto conforme suas preferências e hábitos regionais e no segundo o padrão de consumo dependerá dos outros produtos substitutos, renda, costumes regionais e hábitos de compra. Isto indica que os produtos da mandioca não são padronizados, diferentemente de outros mercados de

⁴ Esses conceitos serão melhor explorados no referencial teórico.

amidos como o caso do milho, o que pode gerar conflitos para a competitividade do sistema agroindustrial da mandioca.

Tabela 4 - Setores compradores diretamente das fecularias – evolução em % entre 2007 e 2011.

Setores	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Atacadistas	16,6	21,8	19,8	29,4	27,7	25,0
Papel e papelão	19,7	23,5	23,8	20,0	18,2	15,8
Massa biscoito e panificação	14,1	22,5	18,7	14,4	14,8	18,6
Frigoríficos	23,7	13,5	16,3	17,3	13,1	13,2
Varejistas	3,2	3,8	2,7	3,8	11,2	7,6
Gerais	11,5	5,1	8,9	3,4	6,5	5,6
Outras fecularias	2,9	2,9	5,1	6,4	5,1	5,2
Indústria química	3,4	3,8	2,6	2,9	2,3	4,7
Indústria têxtil	4,9	3,8	2,2	2,3	1,1	3,7
Exportação	-	-	-	-	-	0,6

Fonte: CEPEA (2012).

No que tange aos consumidores de fécula, os mesmos autores identificaram que esses são classificados como intermediários, ou seja, demandam o produto como insumo para diversos processos industriais. Os autores enquadram nessa categoria os compradores de pequenas quantidades no varejo ou atacado, como, padarias, confeitarias e pequenas indústrias de processamento de carne, além dos grandes consumidores que transacionam elevados volumes diretamente com as fecularias, e até mesmo, importadores

Assim, inserido nesse contexto, verifica-se que o volume ofertado dos derivados de mandioca para fins industriais não apresentam uma relação direta com as necessidades de consumo por parte das indústrias. Esse comportamento é justificado pela ausência de relações contratuais de fornecimento, que devido o inadequado grau de coordenação da cadeia não se consegue equilibrar a quantidade ofertada à demandada (MILOCA; SAURIN; STADUTO, 2009).

2.4. COMPORTAMENTO DO MERCADO MANDIOQUEIRO

2.4.1. Os entraves à comercialização

Ao analisar o SAG da mandioca em relação à produção primária identificam-se três tipos de sistemas produtivos: as unidades familiares, unidades domésticas e a unidade empresarial; e essas tipologias se diferem conforme o nível tecnológico, origem da mão de obra, nível de capital e participação do mercado. (SOUZA; FIALHO, 2003). Os autores classificaram a unidade doméstica pelo uso predominante de mão de obra familiar, de baixa tecnologia e capital, em que apenas os excedentes são destinados para a comercialização. Nas unidades familiares já se identifica um nível tecnológico e ainda a presença da mão de obra familiar. Porém, apresentam capitais para investimentos e significativas participações no mercado. Por fim, os autores apontaram que na unidade empresarial, diferentemente das anteriores, a mão de obra é terceirizada e esse sistema dispõe de capital suficiente para investimentos.

Um ponto importante a destacar é a forma como diversas cadeias produtivas podem ser uma mais produtivas do que outra. Cardoso et al. (2001) destacaram que tais diferenças acontecem devido às diferentes produtividades, custos com transportes, custos de exportação e processamento, regime tributário, taxa de câmbio e regime tarifário entre os países competidores.

Na literatura identifica-se que os maiores entraves para a melhoria comercialização da mandioca e seus derivados são a alta perecibilidade da raiz, assimetrias de informações e a competição por área de produção com outras culturas. Dois fenômenos são responsáveis pela a deterioração das raízes: um de ordem fisiológica (reduzindo a qualidade) e outro de ordem microbiana (responsável pela decomposição do produto). (ALVES et al., 2005). A alta perecibilidade da matéria-prima e seu grande teor hídrico impedem o transporte da raiz para regiões distantes, fazendo com que a produção fique próxima das unidades de processamentos (BARROS et al., 2003).

Assim, os agentes incorrem em elevados custos de transporte e na conseqüente presença de especificidades locais e temporais, fazendo com que o processamento dos derivados de mandioca fique próximo à produção da raiz. (CARDOSO; ALVES; FELIPE, 2007). Vilpoux (2011) completa essa ideia ao identificar que o nível de especificidade dependerá da localização de produtores e empresas; e em regiões onde esses mais se concentram os níveis de especificidades tendem a ser menores.

Barros (2004) verificou que uma cadeia de produção agroindustrial que apresenta a matéria-prima perecível, como no caso da mandioca, figura uma complicação na convivência dos dois principais produtos (fécula e farinha) que são destinados a mercados completamente distintos. Assim, tal dicotomia exhibe implicações no processo de formação dos preços à medida que ocorrem mudanças na proporção de mandioca raiz destinada para produção de cada derivado.

Inserido nesse contexto, Cardoso (2003) apontou que na comercialização das raízes é necessária a eficiente logística do transporte e que estender o período de pós-colheita pode causar perdas para produtores e processadores. O autor destaca que a redução da qualidade da matéria-prima é transmitida para o produto final, alterando os padrões de qualidade dos derivados o que, conseqüentemente, reduz sua competitividade. Nesse caso, os tratamentos de pós-colheita podem amenizar essas perdas, mas os custos envolvidos no processo ainda são muito elevados para as condições atuais do mercado.

Como destacado anteriormente, a assimetria de informação também compromete a comercialização da mandioca e seus derivados. Conforme Cardoso (2003), encontram-se dois níveis de assimetria de informação: um relacionado à estratégia concorrencial das empresas (vinculadas a preços, tecnologias e outros) e outro caracterizado pela ausência de informação entre os segmentos que compõem a cadeia. O fluxo de informação entre elos da cadeia é importante, pois minimiza as restrições de informações quanto aos limites e as oportunidades dos produtos gerados, ou seja, reduzir as assimetrias quanto à aplicabilidade da fécula. Assim, os consumidores além de demandarem os produtos, passam a desejar também suas informações técnicas (aplicabilidade) e a venda se fundamentará nos dois fatores. Como conseqüência, as empresas que não são capazes de proporcionar recomendações técnicas, como o caso das de pequeno porte, acabam ficando à margem dos mercados mais exigente vendendo apenas produtos de menor valor adicionado.

Goebel (2005) verificou a existência de assimetria de informações e ações oportunistas na cadeia da mandioca, onde apenas as agroindústrias têm acesso às informações, principalmente em relação às questões mercadológicas. Desse modo, os produtores de raiz de mandioca ficam a cargo das informações repassadas pelas fecularias.

Segundo Alves e Vedovoto (2003), as assimetrias de informação podem favorecer a ação de intermediários que atuam como determinantes de preços, distanciando sua formação de uma estrutura concorrencial para um processo de formação assimétrica. Cardoso (2003) completa essa ideia afirmando que um agravante nas relações entre produtores de raiz e

feccularias reside na ausência de mecanismos para lidar com as assimetrias de informações quanto aos preços. O mesmo autor ressalta que sempre existirão agentes que se beneficiarão desse condicionante, e também evidência a falta de um método adequado para a remuneração da qualidade da raiz; o que explica a resistência de mudanças no setor, e justifica os baixos comportamentos de verticalização, dada a elevada dependência entre os segmentos agrícolas e de processamento.

Ao analisar uma cultura verifica-se que essa pode concorrer com outras culturas e produtos. Vilpoux (2008) apontou que entre duas culturas se identifica dois tipos de competitividade: a de plantio e a de mercado. A concorrência de mercado, já anteriormente abordada no estudo, se refere à disputa por fatias de mercado de produtos, como é o caso dos amidos, em que o milho, a batata, trigo e a fécula são concorrentes entre si. Ao analisarem as principais culturas do Paraná, Alves et al. (2006) encontraram indicativos de uma forte disputa por área entre as culturas de mandioca e do milho. Os autores justificaram que o plantio da raiz leva à não execução de uma cultura de verão, de milho ou soja, e outra de inverno, milho ou trigo, comprometendo a produção do milho nos momentos propícios de plantio. Cardoso, Alves e Felipe (2009) identificaram esse comportamento na região Centro-Sul, onde o plantio concorre com áreas de pastagens e cultivo de grãos e cana-de-açúcar.

Por fim, no que diz respeito ao desempenho da cadeia da fécula como um todo, Cardoso (2003) apontou que o segmento é marginalmente competitivo⁵, pois as quase rendas geradas não são suficientes para remunerar os fatores específicos de produção. O autor ressaltou que ainda existem outros fatores que podem comprometer a competitividade, sendo eles condicionados aos aspectos da demanda, por exemplo, as limitações tecnológicas e fatores estruturais e sistêmicos. Para que a cadeia promova ganhos competitivos é interessante que se tenham relações harmoniosas que valorizem as coordenações entre os níveis de mercado.

Conforme Barros et al. (2003), o ambiente institucional é de relativa importância para os ganhos econômicos da cadeia produtiva da mandioca, uma vez que devido às características naturais da cultura faz-se necessário maior coordenação entre os agentes. Assim, consideram que o exemplo mais evidente para importância do ambiente institucional seja a pesquisa agrícola. Os autores ressaltaram que é relevante o interesse público em investir nesse setor para que os ganhos possam ser divididos entre os agentes e indiscriminadamente.

⁵ O uso do termo competitivo conforme abordado por Cardoso (2003) apresenta o sentido da competitividade empresarial, ou seja, pelo o aumento da rentabilidade de um setor em relação a outro.

Portanto conclui-se que a comercialização da fécula apresenta diversos condicionantes que limitam seu desempenho principalmente ao que se diz respeito à alta perecibilidade da raiz, gerando instabilidades na oferta da raiz e ao conseqüente desestímulo das indústrias à jusante em utilizar o amido.

2.4.2. As relações contratuais

Os conflitos entre os produtores de raiz e as agroindústrias é um ponto muito explorado nos estudos sobre a mandioca. No passado, o relacionamento entre produtor e indústria era via contratos informais e altamente vulneráveis às mudanças bruscas do mercado, gerando instabilidade e vulnerabilidade para a cadeia. Os problemas das instabilidades dos preços, a entrada de agroindústrias multinacionais no Brasil e a consolidação dos hipermercados alterando a estrutura do varejo impactaram em formas mais modernas para as relações entre produtores e indústrias. (CARDOSO, 2003).

Cardoso, Alves e Felipe (2007) verificaram que no âmbito industrial da mandioca, especificamente, na produção de farinha e fécula, as formas de transações acontecem via mercado *spot* (sistema de pronta entrega), por meio da verticalização (produção da própria raiz) ou pela aquisição de forma híbrida entre os dois extremos. Dentre essas, a transação predominante na cadeia, em âmbito nacional, é a compra via mercado *spot*. Os autores ressaltam que nas regiões Centro-Sul do Brasil figura-se o uso de contratos de compra de matéria-prima com os produtores de raiz, determinando um preço mínimo de aquisição para melhorar as relações de oferta e demanda de matéria-prima.

Segundo Felipe, Alves e Camargo (2010), a utilização de contratos antecipados para aquisição de matéria-prima por parte das fecularias ainda é pequena, sendo que em 2009 cerca de 74,6% da raiz foi comercializada via mercado *spot*, 14,8% por meio de contratos antecipados, e 10,1% pela verticalização da produção de raiz, sendo 7,9% em propriedades arrendadas e 2,2% em áreas próprias das fecularias. Portanto, como destacado por Goebel (2005), no Brasil os vínculos entre produtores de mandioca e as agroindústrias são caracterizadas pelos contratos informais, com transações via mercado ou com pouquíssimos contratos.

A alta volatilidade nos preços da mandioca comprometendo a oferta da raiz, desestimula o mercado consumidor de fécula, fazendo com que as indústrias optem pelos amidos de cereais onde os preços são mais estáveis no médio prazo. Assim, o setor feculeiro

torna-se menos competitivo frente aos outros amidos, perdendo sua parcela no mercado. (ALVES; VEDOVOTO, 2003). Vilpoux (2011) completa essa ideia ao afirmar que o preço da fécula é o principal referencial para a comercialização e está diretamente relacionado à oferta da matéria-prima, desse modo, a falta da raiz acaba comprometendo a competitividade do setor. As grandes variações cíclicas tanto do preço quanto da oferta da raiz prejudicam o setor e minimiza sua parcela de mercado, o autor aponta que: “De nada adianta possuir os menores custos de produção se a matéria-prima falta a cada 18 meses”.

Portanto, conforme as teorias econômicas de custo de transação e suas aplicações ao agronegócio, fica evidente a necessidade de avanços nas relações contratuais entre os agricultores e as fecularias, uma vez que essa minimiza a volatilidade dos preços e beneficia a comercialização (FELIPE et al., 2010). No estudo de Cardoso, Alves e Felipe (2007), ressaltam-se que devido às características da raiz de mandioca a coordenação da cadeia deve ser via contratos e parcerias ou via verticalização. Barros et al. (2003) completam essa ideia afirmando que o grau de dependência entre os segmentos, determinados pelas especificidades da raiz, não permitem uma boa coordenação da cadeia via mercado *spot* e nesse caso recomenda-se a verticalização ou as relações de contrato e parceria, como também apontado por Cardoso, Alves e Felipe (2007).

Miloca, Saurin e Staduto (2009) apontaram como entraves à utilização dos contratos as relações de incerteza quanto aos comportamentos futuros do preço da raiz, uma vez que os produtores podem ofertar raízes de um ou dois ciclos, ou seja, adiar a colheita em busca de preços melhores. Desse modo, os agricultores preferem negociar preços no ato da colheita sem estarem obrigados a fornecer para uma determinada empresa e acabam pensando somente em lucros momentâneos, desconsiderando que os contratos podem protegê-los em momentos de quedas nos preços.

Em 2004, momento em que a raiz apresentou sua maior alta nos preços, justificada pela reduzida oferta de raiz e deixando as fecularias sem matéria-prima, uma vez que os estoques estavam em domínio das farinheiras. Vilpoux (2011) sinalizou que após esse período, as fecularias, visando evitar esse problema e recuperar a competitividade do setor, passaram a implantar contratos de fornecimento de garantia de compra e fixação de preço mínimo. Porém, a queda abaixo dos limites contratuais nos anos seguintes evidenciou a dificuldade em implantar as relações contratuais nesse setor.

Frente a tal cenário de incertezas quanto aos preços e a oferta da raiz é possível identificar comportamentos oportunistas por parte das fecularias e a presença de *free riders* ,

indicando que os desajustes de mercado são consequência da não utilização de contrato como garantia de obtenção da matéria-prima, que se contrasta com a existência de um mercado híbrido, formado por contratos e até mesmo pela verticalização (GOEBEL, 2005). Ressalta-se que os produtores também apresentam comportamento oportunista, uma vez que, controlam a oferta da raiz, com suas produções com um ou dois ciclos, para assim, auferirem maiores lucros.

Por fim, conforme apontado por Cardoso (2003) pode-se concluir que a capacidade de intervenção nos preços por parte dos produtores de raiz, de forma isolada, é bastante limitada. A melhoria na comercialização do setor somente será possível através da implementação de inovações organizacionais, e para isso dependerá da remoção de restrições que dificultam as relações harmônicas na cadeia, e da redução da comercialização da matéria-prima via mercado *spot*.

3. REFERENCIAL TEÓRICO

A presente seção se inicia com a apresentação das principais teorias da organização industrial, quais visam empiricamente explorar o poder de mercado entre seus diferentes níveis, e as interações entre as regiões que a comercializa. Posteriormente são apresentados os principais estudos sobre mandioca e seus derivados, em níveis nacionais e internacionais, que circundam o problema abordado pela a pesquisa, ou seja, a identificação do poder de mercado, análises na transmissão dos preços, competitividade da cadeia e a eficiência dos mercados. Por fim, procura-se analisar os principais estudos empíricos que abordaram as mesmas metodologias da presente pesquisa, tanto na literatura nacional quanto internacional.

3.1. A ORGANIZAÇÃO INDUSTRIAL E SUAS PRINCIPAIS APLICAÇÕES

Shepherd (1972), ao analisar o campo na Organização Industrial, apontou que muitas são as hipóteses quais compreendem a estrutura de mercado. Segundo autor, essa discussão se iniciou com análises neoclássicas, quais se baseavam no *market share* das firmas como sendo concorrenciais ou monopólio puro. Após, vieram os grupos de Chamberlain na década de 30, e o de Bain na década de 50 com as relações de barreiras à entrada. Por fim, na década de 60, surgiram as ideias sobre o tamanho da firma e a publicidade.

Segundo Church e Ware (2000), as duas abordagens mais tradicionais sobre a organização industrial, e especificamente, para a detecção do poder de mercado, é a do paradigma Estrutura – Conduta – Desempenho (ECD) e a da Nova Economia Institucional. Como precursor dos estudos de ECD, destaca-se Mason (1939), que apontou a necessidade de ser avaliar as relações entre as estruturas dos mercados, as condutas das firmas e o desempenho econômico.

Mason (1939) iniciou seu estudo expondo a necessidade de se considerar o tamanho das firmas, uma vez que esse pode influenciar as políticas competitivas de diversas maneiras, sendo o seu foco a análise do comportamento das grandes firmas. Posteriormente, destacou que as distintas estruturas de mercado podem explicar as diferenças nos comportamentos nos preços. Desse modo, apontou que para análises adequadas sobre preços e decisões de produção, tornava-se necessário considerar a influência da organização da firma sobre as condições de mercado e os elementos da estrutura de mercado. Relacionado as hipóteses apresentadas, verificou que a firma modifica o ambiente que se insere, e os preços deixam de ser determinados pelo mercado, passando a ser uma variável de escolha para as empresas.

Inserido nesse contexto, Mason (1939) indicou que os problemas econômicos poderiam ser reflexo da estrutura de mercado e da organização das empresas, ou seja, das diferentes práticas competitivas nos preço, na produção e em políticas de investimentos. O autor também apontou que as políticas de preços das grandes firmas normalmente seriam influenciadas pelo estágio de desenvolvimento econômico no qual a indústria operava, pela unidade de compradores, pelos canais de distribuição e por sua possibilidade em aumentar parcela de mercado. Assim, concluiu que uma série de problemas proviam de dois grandes grupos, um relacionado aos efeitos de políticas nos preços e das relações de distribuição dos recursos econômicos em suas diversas utilizações; e outro aos dos efeitos das diferentes políticas de preços e da forma de emprego dos recursos econômicos.

O trabalho de Bain (1956) insere a relação de barreiras à entrada na organização industrial. Em sua obra, questionou os estudos sobre conduta e desempenho da época, devido ao fato de apenas abordarem o papel do líder de preço na eliminação ou intensificação da concorrência e a relação preço e custo na indústria. Nesses tipos de análise, não era dada devida atenção às condições de entrada⁶, ou seja, de como as indústrias utilizavam suas políticas de preços com o objetivo de impedir ou não a entrada de novas firmas. Assim,

⁶ Bain (1956) define a condição de entrada como a vantagem dos vendedores estabelecidos em uma indústria quando comparadas aos possíveis entrantes.

afirmou que negligenciar essa hipótese era inadequado, uma vez que se verificava a importância das condições de entrada de uma indústria como principal reguladora da conduta e do desempenho das atividades empresariais. Segundo o autor, as observações empíricas evidenciavam a importância das condições de entrada como determinante do comportamento do mercado, em especial, das indústrias oligopolizadas. Portanto, sua principal contribuição para a evolução dos estudos sobre a organização industrial foi apresentar a devida abordagem das condições de barreiras à entrada.

Na concepção de Gremaud et al. (2003), uma obra que reuniu as principais contribuições sobre a organização industrial, e sintetizou-as no paradigma Estrutura-Conduita-Desempenho foi a de Scherer (1970), qual posteriormente foi reeditada por Scherer e Ross (1990). Conforme Gremaud et al. (2003), o paradigma tem com o principal objetivo avaliar o desempenho de determinado mercado diante do comportamento esperado em uma situação de concorrência perfeita. Em síntese, o paradigma pode ser estruturado da seguinte forma: o desempenho do sistema econômico é influenciado pelo conjunto de estratégias que influenciam a conduta das firmas, essa, por sua vez, é determinada pela estrutura de mercado em que a empresa se insere, e a estrutura de mercado é determinada pelas relações de oferta e demanda, compreendendo as características do produto, dos consumidores, da tecnologia etc.

As empresas desenvolvem estratégias com a finalidade de aumentar suas participações no mercado, e cada uma apresenta impactos distintos sobre o desempenho. Os resultados podem ser benéficos, providos do aumento de pesquisas e desenvolvimento que elevam a eficiência e melhoram a qualidade do produto ou reduzem seus custos de produção. Porém, os reflexos podem ser negativos, com as estratégias de cartelização das empresas, quais têm como objetivo único de elevar preços (GREMAUD et al., 2003). Os autores apontaram que, ao passo que Bain (1956) introduziu as ideias das barreiras à entrada, identificava-se o momento de maior aprofundamento do paradigma. Em síntese, ter-se-ia que elevadas barreiras à entrada abririam espaço para o exercício de monopólio, permitindo o comportamento de aumento nos preços e a inexistência de barreiras à entrada ou saída das firmas promoveria preços mais constantes com o objetivo principal de não atrair mais firmas ao mercado.

Em síntese, o paradigma procura expor que ao passo que o mercado apresenta um comportamento de monopólio o desempenho da economia acaba se comprometendo e conforme se aproxima da concorrência perfeita, o seu desempenho tende a melhorar. Para Church e Ware (2000), um ponto fraco da abordagem ECD sustenta-se no fato de que o

paradigma baseia-se apenas em dados contábeis sobre lucro e custos para medir o poder de mercado, e a utilização desses na forma de *proxy* de poder de mercado podem não ser bem sucedidas, uma vez que as aproximações dos custos marginais em dados contábeis são questionáveis.

Segundo Martin (1988), os estudos econométricos do paradigma ECD tipicamente apresentavam uma relação positiva entre a diferenciação do produto e a rentabilidade, e pouco enfatizavam os efeitos da economia de escala e concentração de mercado. Desse modo, os impactos positivos da concentração de mercado na rentabilidade eram analisados como evidência do exercício do poder de mercado no oligopólio. Essa interpretação passa a ser questionada por economistas da linha teórica conhecida como Escola de Chicago, que interpretaram esses resultados empíricos como evidência da relação entre eficiência e rentabilidade, em vez da relação entre concentração e poder de mercado.

Demsetz (1973) iniciou essa discussão afirmando que, em cenários de rivalidade competitiva e de aparente ausência de barreiras à entrada, a concentração da produção de algumas indústrias poderia derivar, somente, de sua superioridade na produção e comercialização dos produtos ou na superioridade da estrutura da indústria, a qual seria composta por poucas firmas. O autor destacou que, em um mundo onde a mobilidade da informação e dos recursos são apenas asseguradas pelos custos, uma indústria se tornará mais concentrada apenas se algumas firmas se diferenciarem, aumentando sua produção. Tal aumento irá elevar o grau de concentração e, ao mesmo tempo, a taxa de retorno das firmas. Desse modo, as vantagens nos custos dará espaço para o aumento da concentração, o que terá reflexo nas economias em escala, uma vez que serão poucas firmas ofertando grandes quantidades, e tal cenário pode gerar novas eficiências, como aumento no emprego, redução de custos e aumento nos lucros. Em síntese, contrariamente à ECD, espera-se uma maior eficiência em mercados mais concentrados, em que as grandes empresas terão maiores vantagens devido às economias de escala e escopo.

Portanto, conforme exposto por Aguiar e Figueiredo (2011), a Escola de Chicago se opõe ao paradigma da ECD ao defender que a estrutura de mercado é consequência da tecnologia, qual determinaria o tamanho da firma e nesse caso, a demanda que influenciaria a concentração do mercado. O desempenho estaria sempre ótimo, pois caso houvesse qualquer ineficiência no mercado, concorrentes seriam atraídos. Porém, para que tal afirmação seja verdadeira, deve-se assumir a ausência de barreiras à entrada ou que essas somente existiriam por meio de políticas públicas reguladoras.

Não se identifica na literatura um consenso sobre qual seria o modelo quantitativo mais adequado para o estudo de poder de mercado e, devido à dificuldade de obtenção de dados no Brasil, as análises do desempenho da economia com base no Índice de Lerner, conforme observados em estudos internacionais, tornam-se mais difíceis. A literatura nacional procura utilizar métodos que requerem o mínimo de dados e de mais fácil aplicação, como no caso as séries de preços. (AGUIAR; FIGUEIREDO, 2011; PITELLI, 2008). Assim, o método utilizado no presente estudo, qual tem por objetivo detectar o poder de mercado entre as regiões produtoras de fécula de mandioca e entre os níveis de mercado produtores de raiz e fecularias, será de estudo de assimetria nos preços.

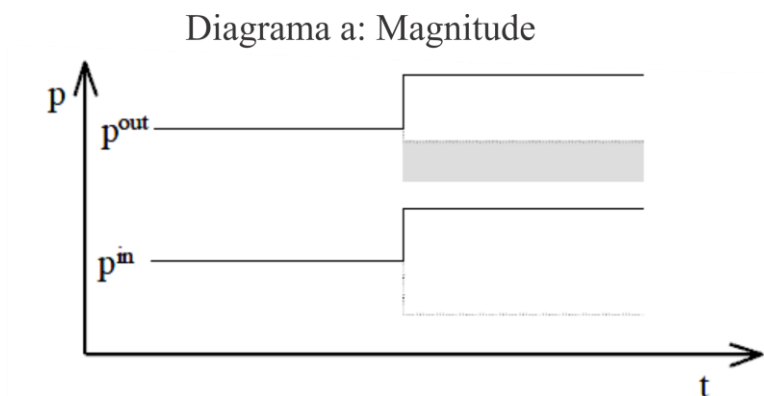
A importância de se estudar a assimetria dos preços pode ser justificada por duas questões: a primeira relaciona-se ao fato de preencher lacunas da literatura sobre o produto, bem como identificar qual setor detém o poder de mercado (e de influenciar preços). Já a segunda apresenta implicações e embasamentos para decisões políticas. Uma vez assumido que a transmissão assimétrica de preços é causada pelo poder de mercado, as evidências empíricas de assimetria são frequentemente utilizadas para justificar intervenção estatal. Os principais causadores da assimetria de transmissão de preços são a presença da concorrência imperfeita e os custos de ajustamento. Outras causas também podem ser destacadas, como, intervenção política e informação assimétrica. (MEYER; von CRAMON-TAUBADEL, 2004).

Aguiar (2011) afirmou que os estudos sobre transmissão de preços entre mercados são amplamente abordados tanto no Brasil quanto em diversas partes do mundo e os resultados se diferenciam conforme o produto avaliado, o período de análise, local e método utilizado. As explicações sobre a presença ou ausência de assimetria no processo de transmissão de preços também variam conforme a abordagem. O autor define a transmissão de preços como assimétrica quando acréscimos de preços são transmitidos diferentemente dos decréscimos. Essa diferença acontece tanto em termos de intensidade quanto em termos de velocidade, dividindo a assimetria em duas dimensões: da elasticidade total e elasticidade de curto prazo. A elasticidade total apresenta as assimetrias após um ajuste completo do mercado; já a elasticidade de curto prazo mostra se as transmissões de acréscimos podem definir os decréscimos não só em intensidade, como também em termos do período de transmissão.

Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) classificaram a transmissão assimétrica nos preços de acordo com três critérios. O primeiro se refere a velocidade ou a magnitude assimétrica da transmissão, a diferença entre essas podem ser observadas nas Figuras 4, 5 e 6,

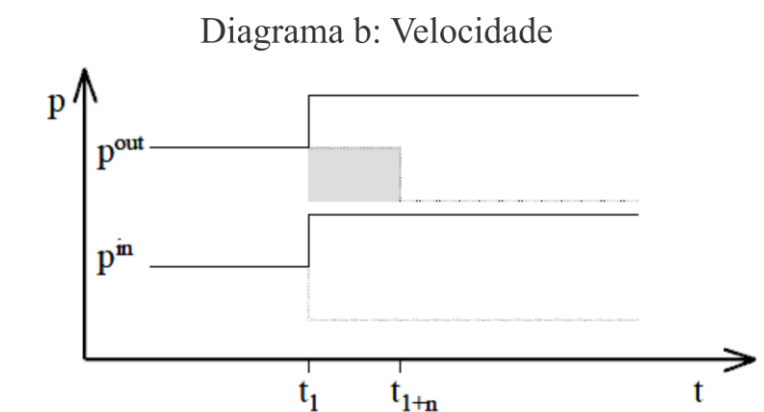
onde o preço de saída (p^{out}) é dependente do preço de entrada (p^{in}), onde esse aumenta ou diminui ao longo do tempo.

Figura 4 – Diagrama da Magnitude da Assimetria na Transmissão de Preços



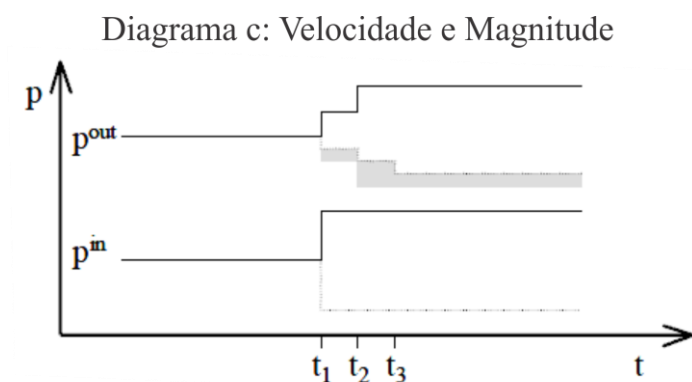
Fonte: Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004)

Figura 5 – Diagrama da Velocidade da Assimetria na Transmissão de Preços



Fonte: Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004)

Figura 6 – Diagrama da Velocidade e Magnitude da Assimetria na Transmissão de Preços



Fonte: Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004)

As Figuras 4 e 5 representam, respectivamente, a magnitude e velocidades de mudanças no preço de entrada, na Figura 6 a transmissão de preços é assimétrica devido a velocidade e magnitude, pois, aumentos nos preços de entrada levam dois períodos para ser transmitido para os de saída, enquanto que as quedas levam três períodos. O segundo critério, conforme exposto pelos autores é classificar a transmissão assimétrica nos preços como positiva ou negativa. Assim, se o preço de saída reage mais rapidamente aos aumentos nos preços de entrada do que para suas respectivas quedas, a assimetria é considerada como positiva, e caso contrário a assimetria será negativa. Por fim, o terceiro critério se refere a transmissão assimétrica nos preços entre níveis de mercado (vertical) e entre mercados espacialmente separados (espacial). O presente estudo abordará tanto as assimetrias verticais quanto as espaciais

Conforme Balcombe, Bailey e Brooks (2007), na literatura econômica frequentemente se encontra uma relação entre os preços de bens similares em mercados espacialmente ou verticalmente separados como um conceito associado à Lei do Preço Único⁷ (LPU) e como um sinal de concorrência e eficiência econômica. A observação dos preços relativos pode apontar comportamentos oligopolistas, conluio e cartel. Inserido nesse contexto, desenvolveram-se inúmeros estudos propondo avaliar a integração espacial dos mercados e mensurar o grau de transmissão dos choques de um mercado sobre outros espacialmente separados.

Pierce, Trebilcock e Thomas (2006) apontaram que em mercados integrados a competição aumenta, e a rentabilidade melhora, criando incentivos para a realização dos melhores investimentos na geração e transmissão de ativos. Assim sendo, uma boa integração do mercado tende a melhorar potencialmente seu desempenho de diversas maneiras, de tal modo que um aumento na integração do mercado minimize o poder de mercado e aumente suas relações competitivas. Meyer e von Cramon-Taubadel (2004) afirmaram que a teoria dos preços é um dos fundamentos da escola neoclássica. Inserido nesse contexto, a flexibilidade dos preços é responsável pela eficiente alocação dos recursos e transmissão de preços entre mercados integrados verticalmente e horizontalmente. Assim, ao se estudar a eficiência dos mercados, investiga-se o processo de transmissão dos preços.

⁷ Quanto mais perfeito for um mercado, existirá uma forte tendência para que um mesmo preço seja pago pelo produto e ao mesmo tempo, e em todas as partes de um mercado. (MARSHALL, 1980). Assim, na ausência dos custos de transação, os mercados regionais com o mesmo comércio apresentarão um único preço.

Segundo Meyer (2004), os economistas frequentemente utilizam a integração entre os mercados, definindo o grau da transmissão de preços entre esses como uma *proxy* da eficiência dos mercados. Para isso é necessário que se utilize métodos empíricos que possam responder as questões sobre tais integrações. O autor ressaltou que análises econométricas sobre interações mercadológicas estão se tornando cada vez mais populares. Tanto agricultores quanto economistas agrícolas estão interessados em mensurar como os choques são transmitidos entre mercados. Como exemplo, destacam-se alguns produtores de suínos na Alemanha que costumam realizar seus *hedges* no mercado futuro de *commodities* (AEX) de Amsterdam para se protegerem das volatilidades dos preços, por acreditarem que os mercados são altamente integrados. (MEYER, 2004).

Fackler e Goodwin (2001) apontaram que na literatura, ao certo, não se identifica uma definição completa sobre a integração de mercado, e assim, apontaram a proposição de que a integração pode ser medida pelo grau em que choques de oferta e de demanda provenientes de uma região são transmitidos para outras. Os autores mensuraram a expectativa da relação de transmissão dos preços pela seguinte fórmula:

$$R_{AB} = \frac{\varphi^{p_B}/\varphi^{\varepsilon_A}}{\varphi^{p_A}/\varphi^{\varepsilon_A}} \quad (1)$$

onde R_{AB} representa a relação de transmissão de preços associada a um choque hipotético, ε_A , que altera o excesso de demanda por um bem na região A, mas não em B. Desse modo, mercados perfeitamente integrados apresentarão relação de transmissão de preços igual a um ($R_{AB} = 1$) e para valores inferiores a 1 suas interações entre mercados são menores. Os autores ressaltaram que essas relações podem não ser simétricas, ou seja, é possível de uma região seja mais integrada com outra região, do que essa com a primeira ($R_{AB} \neq R_{BA}$),.

Segundo Balcombe, Bailey e Brooks (2007), o mecanismo que mantém a relação da LPU é a arbitragem espacial. Portando, quando os preços de produtos homogêneos se diferenciarem em dois mercados, então, na ausência dos custos de transporte, os arbitradores deslocarão parte do excesso de produção de um mercado pra outro mais escasso, onde o preço do produto será mais elevado, e tal comportamento se manterá até que a LPU se estabeleça. Os autores destacaram que assimetria nos ajustamentos, baixa transmissão nos preços e

desvios da LPU são justificadas pelo transporte ou custos de transação⁸, protecionismo, barreiras de mercado ou por alguma outra forma de competição imperfeita.

Fackler e Goodwin (2001) completam essa ideia ao afirmarem que somente haverá a arbitragem quando a diferença nos preços do produto homogêneo entre os mercados não supere o custo de mover o bem da região com preços menores para outra com preços maiores, como pode se constatar na seguinte equação:

$$P_j - P_i \leq r_{ij} \quad (2)$$

onde r_{ij} representa o custo de mover o bem do mercado i para o j , e inclui todos os custos relevantes para se transacionar entre regiões espacialmente separadas. Mattos, Lima e Lirio (2009) não identificaram na literatura consenso sobre a terminologia do r_{ij} e destacaram três termos mais utilizados: custo de transporte, custos de transferência e custos de transação, sendo que a mais utilizada é a dos custos de transação.

Alguns estudos chegam a confundir os custos de transação analisado-os como os custos de transação conforme exposto pela Nova Economia Institucional. Entende-se que os custos de transação, abordados, por exemplo, em Williamson (1985), possam compor parte dos custos r_{ij} da equação 2. Para conter esse tipo de problema, daqui para frente será utilizado neste estudo o termo “custo de transferência” que de acordo com definição de Barret (2001), pode ser expresso como:

$$r_{ij} = f_{ij}(q_{ij}) + v_{ij}(p_j - p_i - q_{ij} - z) + d_{ij}(p_j - p_i - q_{ij}) + \theta_{ij} \quad (3)$$

onde r_{ij} é o custo de transferência da equação 2, f_{ij} são os custos com transporte (frete), v_{ij} representa as variáveis de custo relacionadas a insegurança, financiamentos, *hedging*, contratos e as barreiras técnicas da comercialização (normas sanitárias), z representa um vetor exógeno dos componentes do custo (taxas), d_{ij} é a média dos impostos pagos pelo produto e θ_{ij} captura os custos de transação não mensuráveis tal como o custo de oportunidade do empresário, custos para pesquisas e o prêmio de risco associado a contrato de falência ou a variabilidade na taxa de câmbio.

Ressalta-se que, ao longo do tempo, alguns estudos de análise de transmissão de preços baseados na causalidade de Granger e em modelos de cointegração passaram a ser criticados por desprezarem a importância dos custos de transação. Assim, Barrett (2001)

⁸ Na literatura sobre a integração de mercados, não se identifica um consenso sobre o real significado dos custos de transação. No estudo de Balcombe, Bailey e Brooks (2007), os custos de transação estão relacionados a todos os custos de se transferir um produto de um mercado para outro, além do transporte. Os autores não apontam relação com os custos de transação conforme proposto por Williamson. Portanto, para maior compreensão do mesmo, posteriormente o conceito será mais detalhado.

afirma que, ao se desprezar os custos de transferência (r_{ij}), em uma regressão de preços, esses se tornam uma parte do termo de erro. Portanto, os parâmetros estimados tornam-se viesados e inconsistentes, não refletindo a verdadeira relação entre os mercados.

Fackler e Goodwin (2001), ao conceituarem a eficiência dos mercados (em nível espacial), apontaram que em alguns estudos essa é vista como sinônimo das condições de arbitragem espacial. Assim, os mercados nacionais ou internacionais caracterizados pela arbitragem podem ser considerados como ineficientes. Desse modo, os preços de mercados devem refletir as relações de oferta e demanda, bem como os custos de transferência. Segundo autores, o conceito de eficiência espacial pode englobar uma avaliação sobre o tamanho dos custos de transferência de um mercado, e esses podem ser excessivamente elevados devido a uma variedade de razões que vão além da influência do poder individual. Nos países em desenvolvimento, os custos de transferência são elevados devido aos contratos poucos fiscalizados, inadequada proteção policial, corrupção, impostos excessivamente altos e logísticas inadequadas.

Goodwin e Piggot (2001) afirmaram que extensiva literatura aplicou séries temporais não estacionárias em análises de integração de mercado de forma apropriada. Em particular, as técnicas de análise de cointegração foram utilizadas para examinar a existência de equilíbrios de longo prazo entre duas ou mais séries de preços. Porém, ignora-se os custos de transferência, que podem inibir a transmissão de preços entre mercados espacialmente separados e levar a uma grande limitação dos testes. Para resolver esse problema, pode-se adotar dois tipos de soluções, a primeira se dá por meio do uso de modelos econométricos com *threshold*⁹ e a segunda pela imposição de restrições para a equação de cointegração entre os mercados espacialmente separados onde r_{ij} torna-se o termo de erro da equação.

Portanto, espera-se com a estimação do modelo de preços e testes econométricos, verificar a eficiência espacial do mercado da fécula de mandioca e, assim, identificar possíveis relações de poder de mercado entre as regiões abordadas e entre os níveis de mercado produtor e atacado.

⁹ O termo *threshold* pode ser traduzido para o português como “limiar”, porém, na literatura brasileira o termo tem sido mantido em seu idioma original.

3.2. ESTUDOS RELACIONADOS

3.2.1. Estudos empíricos sobre mandioca e seus derivados

Devido ao fato da mandioca e seus derivados serem produzidos principalmente em regiões relativamente menos desenvolvidas, torna-a um objeto de estudo ainda pouco explorado tanto na literatura nacional, quanto internacional. No entanto, devido a importância que vem apresentando como fonte de alimento para a população, passou a ser mais abordado em estudos mais atuais. As especificidades da cadeia produtiva, sua estreita ligação cultural e a produção para a subsistência, tornam complexas as aplicações de estudos empíricos, uma vez que o acesso aos dados é mais restrito e de difícil obtenção. Objetiva-se com esse subtópico apresentar os estudos de maior destaque sobre o comportamento do agronegócio da mandioca, abordando Cadeias de Produção Agroindustrial ou Sistemas Agroindustriais.

3.2.1.1. Literatura nacional

Um dos primeiros estudos a tratar da competitividade do agronegócio da mandioca utilizando a da Economia Institucional foi o de Vilpoux (1997), que ao verificar as complicações do setor frente ao fornecimento de raízes, no sentido produtor indústria, propôs um estudo sobre a coordenação da cadeia produtiva da mandioca. Embasado na teoria dos custos de transação, apresentou sete formas de coordenação, quais embasaram os próximos estudos na área. Tais formas de coordenação foram classificadas conforme sua eficiência e medida pela utilização da capacidade instalada e evolução da produção. O estudo indicou que as características das transações, definidas pelas barreiras à entrada, e as avaliações sobre o risco são fatores que influenciam os modos de coordenação e ações à serem implementadas. O autor verificou que o mercado é a forma de coordenação que requer menos investimentos e apontou soluções para seu melhor desenvolvimento.

Nos anos de 2000 iniciaram-se diversos estudos sobre o comportamento do agronegócio da mandioca, com análises sobre a forma de coordenação, suas relações contratuais e níveis de preços, uma vez que nesse período o setor figurou um cenário de instabilidades na oferta da matéria-prima e a consequente volatilidade nos preços.

Dentre esses estudos destaca-se o de Barros et al. (2003), qual teve como objetivo realizar ações de diagnose para os segmentos agrícolas, de distribuição, comercialização e consumo da cadeia agroindustrial da mandioca; e especificamente identificar a organização do

setor industrial de mandioca no estado de São Paulo, verificar quais as instituições e suas respectivas políticas e regulamentações, analisar o processo de comercialização, identificar as características do consumo, os pontos fortes das cadeia, as restrições tecnológicas e organizacionais e as formas de removê-las. Para tal foram utilizados dados secundários e dados primários, providos de entrevistas com agentes chave e reuniões com produtores e técnicos.

Para as análises sobre os comportamentos nos preços e das margens de comercialização, utilizaram os métodos econométricos de cointegração e causalidade. Os diagnósticos sobre as oportunidades e restrições à competitividade combinaram conceitos da teoria neoclássica, da organização industrial e de gestão estratégica. No estudo, pode-se verificar uma alta ociosidade da capacidade instalada para a raiz de mandioca e mandioca de mesa, e uma elevada variabilidade nos preços quais se iniciaram com o plano real. Nas análises de causalidade encontraram uma forte relação entre os preços da raiz e farinha, e baixa causalidade desses com os preços no varejo, tal reduzida relação se justifica pelo poder do varejo em manter suas margens na comercialização. Barros et al. (2003) concluíram que os as altas volatilidades nos preços eram prejudiciais para a competitividade das indústrias, principalmente em relação aos mercados de amidos que mantêm preços mais estáveis, como o caso do milho. Desse modo, apontaram uma série de propostas e recomendações para a melhoria na competitividade da cadeia agroindustrial da mandioca.

Cardoso (2003) realizou um estudo com o objetivo de diagnosticar a competitividade, em seu sentido administrativo, da cadeia agroindustrial da fécula de mandioca e especificamente apontar as restrições para sua melhoria, calcular um indicador de competitividade que relacionassem variações nos preços e insumos, determinar os impactos da tecnologia sobre a competitividade do setor e verificar os fatores que determinavam a trajetória tecnológica da cadeia. Para tal, utilizou o método econométrico *logit* para o cálculo do indicador de competitividade, fundamentado no conceito de quase renda, como instrumental de predição dos efeitos de políticas públicas e de decisões gerenciais. O autor concluiu que a cadeia não era suficientemente organizada para as transformações e as potencialidades que apresentava, em que as quase rendas não eram suficientes para remunerar os fatores de produção. Destacou que dentre os fatores que restringem a competitividade está a limitação tecnológica apontando que, para a melhoria da competitividade seria importante o uso de políticas públicas que estabilizassem preços, de tal modo que as relações mais harmoniosas entre os elos da cadeia se intensificariam gerando ganhos para o setor.

Alves e Vedovoto (2003) desenvolveram um estudo que procurasse identificar a organização do setor industrial da fécula no Brasil, caracterizar a demanda atual e potencial do produto e avaliar as demandas tecnológicas do setor. Os autores utilizaram dados secundários e primários, sendo esse obtido por meio de entrevistas e painéis, nas regiões de Assis, Santa Catarina, Mato Grosso do Sul e Paraná, no período de 2001 até o primeiro trimestre de 2002. Assim, apontaram que a elevada variabilidade da raiz de mandioca se transmite para os preços da fécula, reduzindo a competitividade da fécula qual, não garante estabilidade nos preços no médio prazo.

Os autores verificaram que as margens de comercialização da fécula e da farinha de mandioca reduziram ao longo do tempo, e sinalizaram que essas empresas concorrem entre si não conseguindo manter suas margens, diferentemente do varejo, qual aumenta suas margens ao longo do tempo.

Alves e Vedovoto (2003) também analisaram o comportamento dos preços da fécula e farinha de mandioca no atacado e da farinha de mandioca no varejo, para os mercados da Bahia, São Paulo e Paraná. Assim, identificaram significativas interações da farinha de mandioca no atacado entre as regiões, apontando uma concorrência entre as mesmas. No estado do Paraná, onde se encontra a maior produção de fécula, verificaram que o subproduto é o maior influenciador de preços da raiz, já no estado de São Paulo, onde a produção é menor, a farinha apontou-se com maior determinante nos preços da raiz.

Portanto, Alves e Vedovoto (2003) puderam concluir que não existe um produto ou nível de mercado que exerça poder de mercado. Somente foi possível detectar uma série de relações entre as variáveis, regiões em análise, o que seria próprio para um setor em mudanças, como se verificava no período. Por fim, apontaram que o futuro da fécula dependerá da busca por vantagem comparativa com outros amidos, e do desempenho de seus principais consumidores.

Em um estudo sobre a cultura da mandioca na região oeste do Paraná, Souza et al. (2005) buscaram analisar a coordenação entre os produtores de raiz de mandioca e as indústrias processadoras, sendo essas, três fecularias localizadas na região Oeste do Paraná. Para verificar a coordenação, utilizaram a abordagem da Nova Economia Institucional. Os autores apontaram que a volatilidade de preços da mandioca compromete o desempenho da cadeia, o que pode ser justificada pela falta de coordenação entre os agentes. Os resultados indicaram que os contratos ainda são poucos utilizados, prejudicando as estruturas de

governança. A causa para tal circunstância se sustenta no fato da cultura da raiz ser de baixa especificidade fazendo com que os produtores não se profissionalizem.

Nesse mesmo contexto, Goebel (2005) analisou a organização e coordenação do Sistema Agroindustrial da mandioca na Microrregião Oeste do Paraná. O autor utilizou de dados primários, coletados por meio de pesquisas entre produtores de raiz e fecularias na região. A metodologia empregada foi a da Nova Economia Institucional e da Economia dos Custos de Transação. Os resultados obtidos foram que o SAG da mandioca encontrava-se pouco organizado na região estudada, com uma forma de organização fraca e de baixas relações contratuais, sendo essas justificadas pela baixa especificidade da mandioca e baixa frequência nas transações entre os agricultores e fecularias.

O estudo de Ariento et al. (2005) analisou a competitividade¹⁰ da indústria da fécula no Brasil, e o método empregado foi as cinco forças competitivas propostas por Porter (1991). Os dados utilizados foram de ordem secundária, como pesquisas bibliográficas, documental, eletrônica e dados estatísticos do CEPEA. Verificaram que a rentabilidade das fecularias eram pressionadas por algumas forças competitivas, como ausência de barreiras à entrada, rivalidade entre os competidores e a presença de produtos substitutos, como o amido de milho.

Alves et al. (2006) procuraram verificar o comportamento dos preços da mandioca, porém, com outro enfoque. Nesse caso, analisaram a causalidade e transmissão de preços entre a mandioca, trigo, milho e seus derivados no Paraná. Os métodos utilizados foram o de causalidade de Granger e de cointegração, e empregados em uma série com início em janeiro de 1995 a dezembro de 2005. Assim, verificaram as relações de longo prazo entre milho, mandioca, fécula e farinha de mandioca, o preço da raiz apresentou relação com o milho, trigo, fécula e farinha, porém não foi possível identificar o inverso. Entre os derivados analisados, a farinha de mandioca influencia os preços da fécula, bem como o trigo o da farinha de trigo. A conclusão da pesquisa foi de que as variáveis apresentaram forte relação entre elas, com destaque a raiz de mandioca, qual apresentou maior dependência.

Silva e Margarido (2009) realizaram um estudo como o objetivo de encontrar transmissões assimétricas nos preços da mandioca, com o enfoque espacial. Os mercados abordados foram São Paulo e Paraná para o período de janeiro de 2000 a janeiro de 2009. Os autores determinaram o mercado de São Paulo como sendo o central, e posteriormente

¹⁰ A competitividade conforme abordada pelos os autores é compreendida como a habilidade de uma organização em produzir produtos melhores que seus concorrentes.

realizam um Modelo Vetorial de Correção de Erro com a imposição de restrição sobre os parâmetros de longo prazo. Desse modo, identificaram que no longo prazo as variações no mercado central são totalmente transmitidas para o Paraná, validando a Lei do Preço Único e verificaram, também, que o mercado geográfico relevante para os preços da mandioca no Paraná consiste no mercado de mandioca em São Paulo.

Dentre os estudos mais atuais sobre a organização e coordenação da indústria da fécula de mandioca no Brasil, se destaca o de Felipe et al. (2010), que teve como objetivo apresentar o nível de coordenação das fecularias por meio da análise dos contratos. A pesquisa foi realizada por meio de dados primários coletados junto às unidades produtoras no período de 2009. A metodologia aplicada na pesquisa teve como referência a Economia dos Custos de Transação conforme proposta pela Nova Economia Institucional. Assim, puderam concluir que seria necessário avanços nas relações contratuais entre agricultores e as fecularias, uma vez que esse minimiza as volatilidades nos preços, assumindo notória importância na comercialização da raiz com as fecularias. A falta de coordenação no setor fica cada vez mais evidente, quando somado cenário de baixas relações contratuais as reduzidas barreiras à entrada e ao baixo nível tecnológico da raiz. Os autores ressaltaram que as fecularias estão utilizando métodos para conter as volatilidades nos preços da raiz, firmando-se com coordenadora da cadeia. Porém, sua relação com os consumidores ainda é conflitante, pois os contratos são mínimos, ou de curto prazo, fazendo com que os compradores substituam a fécula por outros amidos, de maior regularidade na oferta e preços mais constantes como o caso do amido de milho.

Felipe, Maggiani e Alves (2011) objetivando estudar a organização da indústria da fécula de mandioca no Brasil, bem como sua estrutura concorrencial no período de 2004 a 2009, realizaram uma pesquisa sobre os índices de concentração e o grau de dispersão das fecularias no país. Os métodos utilizados foram as razões de concentração (CR) e o Índice Hirschman- Herfindahl. Os autores apontaram que a estrutura concorrencial do mercado não apresentou alta concentração, porém, verificaram o domínio de algumas empresas/grupos. Assim puderam concluir que existem duas formas de mercado, uma com o domínio por parte das grandes firmas, quais têm por objetivo atender mercados mais específicos, e um outro mais concorrencial com fraca relação contratual entre fecularias e compradores.

Por fim, dentre os estudos mais recentes cabe destacar o de Vilpoux (2011) onde o autor visa relacionar os arranjos institucionais adotados nas transações entre produtores e fecularias para o controle de abastecimento das empresas e explicar as razões para a adoção

de arranjos menos eficientes na estabilização do setor. A metodologia da pesquisa teve como plano teórico a Economia dos Custos de Transação, os métodos empregados foram os de seleção de variáveis de desempenho, como forma de medir as variações no abastecimento, a detecção seis formas de coordenação conforme os níveis de garantia oferecidas na transação da raiz e a análise fatorial em componentes principais, para classificar os modos de coordenação e o desempenho das feculares. Vilpoux (2011) verificou que as empresas ainda priorizam as transações menos eficientes, via mercado *spot*; apontou que as incertezas quanto ao funcionamento das feculares aumentam os custos de transação contratual. As formas mais eficientes das transações foram aquelas realizadas via acordos contratuais com garantias intermediárias e fortes, porém, essa incorreu em maiores custos de transação. Assim, para que se reduzam os custos de transação, e ao mesmo tempo se eleve o desempenho torna-se necessário uma melhoria na eficiência do mercado, e redução nos custos da transação dos arranjos institucionais com maiores garantias.

3.2.1.2. Literatura internacional

A literatura internacional, recentemente, passou a estudar as formas de comercialização da mandioca e seus derivados, apresentando com um enfoque mais econômico e menos biológico (no sentido da perecibilidade). Dentre esses se destacam os estudos de Ospina-Patino, Ezednma e Tamashiro (2011), para a Nigéria, Haggblade et al. (2012) para o Sudeste da África e Ma (2012) para o Taiwan.

O trabalho de Ospina-Patino, Ezednma e Tamashiro (2011) teve como principal objetivo descrever os tradicionais canais da comercialização da mandioca, envolvendo os mercados rurais e urbanos, e avaliar a interação entre o mercado dos produtos selecionados. Os dados trabalhados na pesquisa foram de ordem primária com um levantamento, por meio de questionários, realizado em duas etapas no ano 2005, sendo a primeira com 27 grandes cidades da Nigéria quais englobavam cerca de 60 mercados urbanos (demanda) e a segunda com um levantamento de todos os mercados rurais da raiz (oferta) chegando ao total de 500 mercados. Para avaliar a interação entre os mercados foi utilizado o teste de cointegração, e para verificar as transmissões nos preços empregaram o método de correção de erro.

Desse modo, foi possível classificar o mercado da mandioca em dois segmentos: um tradicional onde predomina os pequenos agricultores e processadores, e outro emergente de mandioca industrialmente processada. Os resultados apontaram que os preços dos produtos se

diferem conforme a região, sendo mais elevados ao norte e sul, e menos na região central. Os testes de cointegração foram em sua maioria significativos, indicando que o sistema responde aos choques exógenos e retorna ao equilíbrio no longo prazo. Os autores concluíram que os comerciantes locais exercem o papel de arbitradores entre os mercados rurais e urbanos, indicando que o mercado de alimentos da mandioca é sensível a preços. Assim, apontaram que o mercado tradicional de mandioca apresentou algum grau de eficiência.

Haggblade et al. (2012) realizaram trabalho o qual objetivou analisar as respostas e consequências na segurança alimentar ao crescimento da produção de mandioca no sudeste da África após a década de 1990. Os dados foram levantados por meio de pesquisas nas residências agrícolas nos três países vizinhos, Malawi, Moçambique e Zâmbia e de entrevistas com informantes-chaves participantes da cadeia. Por meio de análises quantitativas, os autores verificaram que nas regiões de produção da mandioca, a elevada produtividade tornou-a mais competitiva frente a outros cereais como o milho e o trigo. Porém, no sudeste do continente aonde comercialização da mandioca ainda era pequena, essa competitividade se reduzia fazendo com apenas cerca de 10 a 30% do total produzido fosse comercializado.

Conforme Haggblade et al. (2012), contrário à África Ocidental, onde a comercialização era voltada para os mercados de alimentos industrializados preparados à base de mandioca, os mercados emergentes do Sudeste da África centravam-se na comercialização da mandioca *in natura*, na farinha de baixo valor agregado, em experimentos no processo industrial de amidos e em biocombustíveis. Assim, apontaram que investimentos estratégicos em um conjunto de bens públicos, como o desenvolvimento de pesquisas sobre o armazenamento da raiz, podem ajudar na transição e a beneficiar tantos os interesses comerciais quanto a segurança alimentar das famílias mais vulneráveis.

O estudo de Ma (2012) teve como objetivo avaliar os modelos para a detecção de poder de mercado na indústria de farinha no Taiwan, além disso, o trabalho também buscou testar a aplicabilidade da abordagem da NEIO. A metodologia utilizada embasou-se no estudo de Clay and Troesken's e em Genesove and Mullin's gerando, conforme autor, o modelo G-C. Os dados sobre os custos da farinha de mandioca utilizados na pesquisa basearam-se na pesquisa realizada pela Taiwan Fair Trade Commission, e os dados agregados dos preços e da oferta das indústrias foram obtidos pelo Yearbook of Industrial Production Statistics; as séries totalizaram 21 observações mensais, iniciadas em janeiro de 1994 até janeiro de 1999. Para testar a aplicabilidade metodológica, Ma (2012) estimou as demandas de mercado, e com os dados do mercado da farinha computou as estimativas do custo marginal e da conduta com

base no Índice de Lerner e em suas variações. Assim, foi possível comparar as seguintes estimativas baseadas na NEIO, com as baseadas em informações reais sobre o custo.

Ma (2012) concluiu que a abordagem da NEIO apresentou um bom desempenho nas estimativas de poder de mercado e dos parâmetros do custo, sendo que esses apresentaram valores próximos dos reais. O autor ressaltou que somente foi possível realizar esse tipo de análise, pois se encontrava na indústria de Farinha do Taiwan os dados sobre os custos reais, possibilitando as comparações, o que não ser válido para outras indústrias. Portanto a técnica da NEIO teve validade, porém, os agentes governamentais ainda devem ser cautelosos com os resultados para diagnosticar o desempenho das indústrias, e a aplicação pôde mostrar a importância da coleta de tais dados por parte das agências para a aplicação de leis antitrustes.

3.2.2. Estudos empíricos sobre outros produtos

Nesta subseção são apresentados os principais trabalhos que empregaram as mesmas metodologias do presente estudo, sendo eles entre níveis de mercado e/ou entre regiões, mas que abordaram outros produtos

3.2.2.1. Literatura nacional

Dentre os estudos que abordaram as análises na transmissão de preços entre níveis de mercado como forma de detecção do poder de mercado para o Brasil, destaca-se o trabalho de Santana e Aguiar (2002) onde analisaram as transmissões assimétricas nos preços para três grupos de produtos, entre produtores e varejistas no estado de São Paulo, o de Carvalho (2004) que verificou o poder de mercado nas indústrias de esmagamento de soja no Brasil, e Santos (2012) que identificou o poder de mercado do etanol no varejo para o estado de São Paulo.

O principal objetivo do trabalho de Santana e Aguiar (2002) foi verificar a transmissão de preços para três grupos de produtos agrícolas, e compará-los com o padrão de transmissão identificado por outros estudos. Cada agrupamento foram determinados conforme a concentração do mercado e a capacidade de armazenamento do produto, assim o primeiro foi composto por produtos perecíveis comercializados em mercados competitivos (tomates frescos e cebolas), o segundo grupo por produtos armazenáveis e de segmentos industriais

muito concentrados (café solúvel e leite em pó, chá) e o terceiro por produtos armazenáveis e negociados em mercados competitivos (arroz e feijão).

Santana e Aguiar (2002) utilizaram dois métodos para estimar as transmissões, o primeiro foi pelo modelo tradicional, da regressão do logaritmo do preço no varejo em função das defasagens do preço pago ao produtor. O segundo método foi o proposto por Wolfram (1971) e Houck (1977) onde a equação da regressão é chamada de elasticidades segmentadas qual dependerá dos aumentos e quedas nos preços.

Os autores verificaram que as formas de segmentação dos produtos, conforme armazenagem e concentração do mercado, não foram necessárias para explicar o comportamento assimétrico dos preços. Assim concluíram que os resultados identificados em diversos estudos não podem ser generalizados para outras indústrias ou período de análise.

O estudo de Carvalho (2004) teve como objetivo analisar os impactos de mudanças estruturais na indústria de esmagamento da soja e o desempenho econômico do complexo soja no início do séc. XXI. Para tal, utilizou o cálculo de dois tipos de indicadores, as taxas de concentração e índices de sumários, sendo eles CR e HH. Para avaliar o poder de monopsonico seguiu os procedimentos de Aguiar e Leismann (2011), onde se estima cinco modelos empíricos na busca das melhores especificações para as relações entre produção e preços. Os dados utilizados para o cálculo dos índices foram disponibilizados pela consultoria J. J. Hinrichsen S. A. e o período de abrangência compreendeu o ano de 2003, para o cálculo do poder de mercado as séries foram levantadas junto à Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) e à Fundação Getúlio Vargas (FGV). Os resultados sinalizaram a relação de poder de monopsonico para a compra de soja em grão. Nesse sentido, Carvalho (2004) concluiu que o exercício de poder de mercado das processadoras sobre os produtores de soja era viável, então, seria necessária a utilização de estratégias de ação conjunta por parte dos produtores, via cooperativas ou outras formas de parcerias.

O trabalho de Santos (2012) teve como principal objetivo verificar o exercício de abuso do poder de mercado, por parte dos postos de combustíveis, na venda de etanol hidratado no estado de São Paulo. Para detectar esse cenário, propôs o uso do teste de transmissão assimétrica nos preços conforme desenvolvido por Wolfram (1971) e aperfeiçoado por Houck (1977). As séries utilizadas foram disponibilizadas pela ANP, no período de janeiro de 2005 a agosto de 2011. Os resultados do estudo indicaram o exercício do poder de mercado por parte do varejo, onde os postos de combustíveis repassavam mais rapidamente os

acréscimos nos preços do que os decréscimos, conforme confirmados pelo teste de transmissão assimétrica nos preços.

O trabalho de Azevedo e Politi (2008) destacou-se por utilizar dados dessazonalizados para o modelo de caracterização do padrão de concorrência proposto por Houck (1977). O período abordado foi de dezembro de 1999 a 2005, com dados fornecidos pela Fundação Instituto de Pesquisa Econômicas (Fipe) e Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) para séries de preços de consumidores e produtores de leite. Os autores verificaram que o padrão de concorrência do leite longa vida foi mais próximo do modelo competitivo, e o pasteurizado apresentou menor concorrência e liquidez. No entanto, ao identificarem que a precificação via *markup* fixo para o leite longa vida e o repasse assimétrico dos custos de matéria prima para o consumidor final, os autores inferiram que o mercado produtor de leite longa vida possuía alguma relação de poder frente aos consumidores finais.

Dentre o trabalhos sobre assimetria nas transmissões de preços com o usos de metodologias mais avançadas, destaca-se o estudo de Silva Neto e Parré (2012), onde testaram a relação vertical para o mercado de bovinos, especificamente entre bezerro e boi gordo. O método empregado pelos autores foi o Structural Vector Autoregression (SVAR). O período analisado compreendeu março de 2002 a julho de 2009. Os autores puderam identificar a presença de assimetria na transmissão de preços em que as respostas à mudanças nos preços do boi gordo se procedem diferentemente aos aumentos e as quedas nos preços do bezerro.

Ao que se refere aos trabalhos sobre a integração de mercados voltado para o Brasil destacam-se o de Balcome, Bailey e Brooks (2007), Mattos (2008) e Mattos et al. (2009) e Silva et al. (2011) com os modelos de *threshold* e Sousa e Campos (2008) e Mendonça et al. (2011) com os modelos de imposição de restrições.

Balcome, Bailey e Brooks (2007) realizaram um estudo da transmissão de preços para o mercado de trigo milho e soja entre os países: Estados Unidos, Argentina e Brasil. Utilizando modelos de cointegração com *threshold* para dados de preços mensais. Os resultados apontaram evidências de *threshold* para três dos cinco pares de preços da *commodity* investigada.

O trabalho de Mattos (2008) teve como objetivo analisar os efeitos de custos de transação sobre a integração espacial do mercado de carne de frango inteiro resfriado para o principais estados produtores: São Paulo (SP), Descalvado (SP), Porto Alegre (RS), Litoral

Catarinense (SC), Oeste Paranaense (PR), Ponta Grossa (PR), Belo Horizonte (MG), Goiânia (GO), Fortaleza (CE), Recife (PE) e Belém (PA). Com séries diárias dos preços, compreendia no período de janeiro de 1998 a junho de 2007. O estudo utilizou três modelos de cointegração com *threshold*, sendo eles, autoregressivos univariados com *threshold* (TAR) e modelos vetoriais de correção de erro com *threshold* (TVEC), bivariados, com dois (TVEC₂) e três (TVEC₃). Os resultados indicaram que a transmissão de preços é assimétrica, existindo uma maior facilidade em transmitir aumentos de preços ocorridos em São Paulo aos demais mercados do que transmitir as reduções de preços. Por fim, identificou que elevados custos de transação, provavelmente são consequência dos custos associados ao frete, e a alta perecibilidade da carne de frango.

Mattos et al. (2009) estimaram um modelo com prováveis efeitos dos custos de transação sobre a integração do mercado de boi gordo entre os estados de Minas Gerais e São Paulo. O modelo utilizado foi o de correção de erro vetorial com *threshold* (TVEC) para preços mensais de janeiro de 1972 a agosto de 2005. Os autores verificaram que os custos de transação entre os mercados foram significativos, e choques inferiores a cerca de 10% do preço médio não são transmitido entre os mercados.

O estudo de Silva et al.(2011) buscou verificar a transmissão assimétrica dos preços entre regiões e níveis de mercado para a gasolina desagregada entre os principais municípios do Brasil. A série abrangeu 131 cidades em um período de maio de 2004 a fevereiro de 2011 e ainda foram divididas entre os preços da gasolina no varejo e atacado. A metodologia empregada foi a do modelo de correção de erros – MCE aplicado para o modelo autorregressivo com *threshold* – TAR e para o modelo autorregressivo com *momentum threshold* – MTAR conforme desenvolvido para Endres e Siklos (2001). Silva et al. (2011) detectaram assimetria nos preços de 67 municípios pelo método MCE-TAR e para 71 municípios pelo MCE-MTAR. Em termos espaciais, as regiões Sul e Sudeste foram as que apresentaram o maior número de municípios com transmissão assimétrica, e a região nordeste o menor número. Assim, concluíram que a desagregação entre regiões podem apresentar novos resultados para as relações assimétricas nos preços.

O estudo de Souza e Campos (2008) buscou estimar as elasticidades de transmissão de preços da soja entre mercados espacialmente separados, para os seguintes pares Mato Grosso e Paraná; Mato Grosso e Rio Grande do Sul e Paraná e Rio Grande do Sul. O período de análise compreende janeiro de 2001 a fevereiro de 2008 e o método empregado foi o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). Os autores verificaram que as variações de

longo prazo do Rio Grande do Sul são quase que totalmente transmitidas para os preços da soja no Paraná e Mato Grosso do Sul. No entanto, não foi possível identificar uma perfeita integração entre os mercados em análise conforme proposto pela Lei do Preço Único.

Por fim, Mendonça et al.(2011) objetivaram analisar o processo de formação dos preços da soja nos Estados do Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, São Paulo e Santa Catarina. Para tal, utilizaram dados da Fundação Getúlio Vargas referentes ao período de agosto de 1994 a agosto de 2008. O método utilizados pelos autores foi o Modelo de Correção de Erro Vetorial, em que os resultados apontaram que o mercado de soja no Brasil é espacialmente integrado, porém de forma imperfeita, além disso, verificaram que Santa Catarina, São Paulo, Minas Gerais e Paraná foram os Estados com maior grau de interdependência.

3.2.2.2. Literatura internacional

Os estudos sobre o comportamento dos preços em nível internacional são diversos, e dentre os primeiros a abordarem esse tema destaca-se o de Geithman, Marvel e Weiss (1981), e dentre os mais atuais Marion e Geithman (1995) e Lass (2005). Ressalta-se que esta é apenas uma revisão preliminar, onde outros estudos relevantes ainda devem ser citados.

Geithman, Marvel e Weiss (1981) realizaram um estudo que objetivava analisar a concentração, os preços e estimar os valores críticos da concentração, para três tipos diferentes de mercado, sendo eles, o mercado de títulos, de gasolina e os supermercados. A metodologia empregada foi a da utilização de variáveis *dummys*, para tal realizaram regressões nos preços em função de variáveis binárias de concentração. Os autores verificaram que os resultados para os três estudos foram equivocados e chegaram a seguinte conclusão de que determinar um valor crítico de concentração para todos os mercados seria provavelmente incorreto, devido às especificidades de muitos casos.

O trabalho de Marion e Geithman (1995) buscou analisar a interação entre a concentração dos frigoríficos com os preços no mercado regional de boi gordo. Os autores verificaram que as relações de concentração dos frigoríficos e o preço do boi gordo, foram examinadas por diversos estudos econométricos, esses apontaram relação negativa entre a concentração e o preço. Para confirmar tal relação, estimaram um modelo composto pelas seguintes variáveis: preço da carcaça no atacado, medidores de concentração CR e indicador Herfindahl, tamanho do confinamento, custos com o empacotamento da carne, *dummy* para

quatro regiões e uma variável utilizada para mensurar ou controlar as ofertas e demandas nacionais. O estudo evidenciou a presença de um valor crítico para a concentração do mercado pecuário regional, sendo esse o $CR_4 = 60$, e confirmou a hipótese de que o poder monopsônico dos frigoríficos apresenta efeito negativo sobre os preços do boi gordo.

Lass (2005) verificou as assimetrias na transmissão de preços do leite para as cidades de Boston, Massachusetts, Hartford e Connecticut nos Estados Unidos. A metodologia adotada foi o modelo básico de preços com *markup*. Assim, pôde indicar que os preços no varejo respondiam mais rapidamente aos aumentos nos preços do que as quedas, e verificou indícios de assimetrias no longo prazo entre os preços pago ao produtor e o preço no varejo, o que até então não se observava em estudos anteriores.

Em relação aos estudos sobre integração entre mercados, Mattos (2008) afirmou que esses passaram a ter maior destaque na literatura a partir de meados da década de 1890. Conforme o autor, dentre os precursores destaca-se Ravallion (1986), que em seu trabalho propõe um modelo sobre as diferenças espaciais dos preços de um bem comercializado, procurando evitar problemas inferenciais dos métodos de correlação estatística dos preços. Com esse método tornou-se possível identificar maiores informações sobre as causas de preços diferenciados de uma mesma série.

O método de Ravallion (1986) foi aplicado para Bangladesh, logo após sua independência, utilizando séries mensais de arroz em seis distintos mercados no período de 1972 a 1975, assim sendo, incluindo os importantes choques regionais nos preços durante o período de escassez de alimentos. Então, o autor verificou impedimentos para a integração dos mercados.

Esse método passou a embasar vários outros estudos, como o de Faminow e Benson (1990). O trabalho de Faminow e Benson (1990) procurou apresentar um modelo teórico sobre a integração espacial dos mercados, onde compradores e vendedores encontram-se espacialmente dispersos e onde os custos de transportes eram significantes. Implicado em uma interdependência oligopolística entre os mercados e em testes alternativos para formação de preços em oligopólios. Esse modelo é ilustrado para o mercado de suínos no Canadá. A base de dados constituiu-se em preços semanais de suínos para cinco cidades no período de janeiro de 1965 a dezembro de 1975. Assim, identificaram que práticas não competitivas de preços para um subgrupo de mercados no período de 1965 a 1970, e competitivo a partir de 1970.

Dentre esses estudos iniciais encontra-se o de Goodwin e Schroeder (1991) que trouxe uma evolução nos modelos de ligação espacial dos mercados com o uso de testes de

cointegração para séries de preços regionais, ilustrado por 11 mercados de boi gordo nos Estados Unidos e com séries temporais semanais de janeiro de 1980 a setembro de 1987. O trabalho revelou que aumentos significativos de vários mercados regionais de animais não foram observados durante os anos de 1980 e que o aumento da cointegração se deu paralela ao aumento da concentração dos mercados estudados. Goodwin e Schroeder (1991) também concluíram que as distâncias entre mercados, raios de concentração das indústrias, volume comercializado, e tipos de mercado apresentam significantes influências nas relações de cointegração entre os mercados.

O trabalho de Sexton et al. (1991) apresentou e aplicou uma metodologia para testar a eficiência da arbitragem inter-regional de *commodity*. Sendo necessário apenas dado de tempo dos preços de diferentes cidades, regiões, país ou de produtos. Essa abordagem foi capaz de fornecer informações sobre a integração, eficiência, margens de comercialização, sustentabilidade e competitividade dos mercados. A análise empírica constituiu em uma estimação baseada no modelo de *switching regime* composto por três regimes: arbitragem eficiente, relativa escassez e relativa abundância; para dados semanais do mercado de aipo nos Estados Unidos em janeiro de 1985 a dezembro de 1998. Os resultados indicaram desvios significativos em relação à eficiente arbitragem tanto para mercado de aipo da Califórnia quanto para Flórida.

Goodwin e Holt (1999) verificaram que até então trabalhos de séries temporais, com uma exceção, ignoravam a não estacionaridade individual ou o equilíbrio estacionário de longo prazo (a cointegração) nas relações entre os preços. Desse modo, utilizando o modelo de correlação nos erros com *threshold* introduzido por Blake e Fomby (1997), realizaram uma análise empírica de três séries semanais da cadeia de carne (produtor, atacado e varejo) para os Estados Unidos, no período de janeiro de 1998 até a primeira semana de março de 1998.

Os autores afirmam que o modelo de correlação nos erros com *threshold*, além de estimar ajustamentos assimétricos, é utilizado para avaliar as trajetórias dinâmicas no tempo para os ajustamentos nos preços e nos estoques em cada nível do mercado em estudo. Em suas análises foram utilizados dois *thresholds* onde se estabelece três regimes assimétricos, permitindo ajustamentos assimétricos. Estimaram os *thresholds* por um *grid* de busca bidimensionais que definem os três regimes. Atendendo a técnica proposta por Balke e Fomby (1997) de minimizar as somas dos quadrados dos resíduos do modelo estimado.

Goodwin e Holt (1999) confirmaram em grande medida o que já se identificava em trabalhos anteriores. Os efeitos de choques no varejo ficam limitados ao próprio nível.

Embora os testes tivessem confirmado a assimetria, a análise da função impulso resposta não linear sugeriu que as diferenças podem não ser economicamente significativas. Por fim, os resultados indicam que os mercados tornaram-se mais eficientes nas transmissões de informações através da integração vertical.

Ainda na literatura internacional, dentre os trabalhos que utilizaram modelos com *threshold*, aponta-se Goodwin e Piggot (2001), Sephton (2003) e Meyer (2004). O estudo de Goodwin e Piggot (2001) adotou os modelos de *threshold* autoregressivo e de cointegração. Sua aplicação foi para os preços da soja e do milho observados para os quatro mercados mais importantes mercados da Carolina do Norte. Para o caso o milho foram cotados os mercados de Williamston, Candor, Cofield e Kinston. Para os preços da soja Fayetteville, Raleigh, Greenville e Kinston. Sendo que em cada caso os mercados principais, em termos de volume, são Williamston com o milho e Fayetteville com a soja, e se analisa os preços em pares com o mercado central. A base de dados inicia-se em 2 de janeiro de 1993 e termina em 4 de março de 1999.

Os resultados obtidos por Goodwin e Piggot (2001) também confirmam que os mercados são estreitamente integrados. As análises apontam para um significativo efeito de *threshold* e sugerem que sua presença deve apresentar uma significativa influência espacial na relação dos preços. Em particular, o *threshold* foi estimado como uma constante, o que implica em uma banda fixada em termos proporcionais.

O estudo de Sephton (2003) aprofundou o trabalho de Goodwin e Piggot (2001) utilizando uma abordagem multivariada para testar a cointegração com *threshold* e a cointegração não linear. Uma vez que os autores detectaram que os preços da soja e do milho nos mercados espacialmente separados exibiram cointegração com *threshold* e que os preços das *commodities* poderiam se divergir persistentemente. Assim, os resultados sugeriram que desvios da Lei do Preço Único não persistem indefinidamente.

Meyer (2004) também propôs um modelo que considerasse os custos de transação, e nesse caso, utiliza o modelo de correção de erro vetorial com *threshold* (TVEC) para identificar a integração do mercado de suínos nos dois principais países produtores da Europa, Alemanha e Holanda. Para tal, utilizou dados semanais de junho de 1989 a março de 2001.

O trabalho de Meyer (2004) se destaca devido ao fato de indagar o número de *thresholds* a se considerar em um modelo de cointegração, e ressaltar a falta de uma justificativa para essa escolha. Assim, propõe que o melhor modelo seria aquele com dois *threshold*, de tal modo que estaria mais próximo à teoria econômica. O procedimento

utilizado na determinação do *threshold* utiliza uma variante do procedimento proposto por Hansen e Seo (2002). Porém, considera apenas a determinação do parâmetro de *threshold*, e não uma avaliação conjunta para esse e para os parâmetros do vetor de cointegração. Por fim, o autor verificou que os custos de transação entre os mercados analisados foram significativos, confirmando a importância do modelo.

4. METODOLOGIA

4.1. TESTES ECONOMETRÍCOS

4.1.1. Testes para determinação de ordem de integração

Harris e Sollis (2003) apontaram que existem diversas maneiras de se testar a presença de raiz unitária, em que uma dessas é a metodologia Dickey-Fuller (DF), proposta por Dickey e Fuller (1979) para testar a hipótese nula de que as séries apresentam raiz unitária, ou seja, são não estacionárias. Conforme autores, existem ainda outros testes com a mesma hipótese nula como o teste Durbin-Watson e o teste não paramétrico desenvolvido por Phillips e Perron, baseado no teste Z de Phillips (1987). O teste mais popular é o ADF, devido sua simplicidade e natureza mais geral. Existem também outros testes que buscam testar a hipótese nula de que as séries são estacionárias contra a hipótese alternativa de não estacionaridade, como é o caso do teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992) também conhecido por KPSS.

Segundo Enders (2004), o teste de Dickey e Fuller (1979) considera três diferentes equações que podem ser usadas para testar a presença de raiz unitária

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \epsilon_t \quad (6)$$

A diferença entre as três regressões consiste nos seguintes elementos determinísticos, α_0 e $\alpha_2 t$. Onde a equação 4 representa um passeio aleatório puro, qual é distribuída por τ_γ , na equação 5 se adiciona um intercepto α_0 (*drift*) e sendo essa distribuída por τ_μ e por fim, a equação 6 inclui tanto o *drift* quanto uma tendência linear temporal $\alpha_2 t$, qual é τ_τ . Para Enders (2004), os parâmetros importantes em todas as equações de regressões é o γ , desse modo, se

$\gamma=0$ a série (y_t) apresentará raiz unitária (não estacionária). O teste compreende a estimação das respectivas equações utilizando Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para a obtenção dos valores dos parâmetros de γ e seu desvio padrão. A comparação dos resultados da estatística t com os valores da tabela Dikey-Fuller, determinará se a hipótese nula deverá ser rejeitada ou não.

Conforme Gujarati (2006), no caso em que os erros são correlacionados, e a correção leva a um aumento nas equações do teste Dickey-Fuller (DF) devido ao acréscimo dos valores defasados da variável dependente, se empregará uma expansão desse teste qual denomina-se por Dikey-Fuller Aumentado (ADF). A ideia se sustenta no fato que se deve incluir o número de termos suficientes para tornar os erros não correlacionados.

Enders (2004) expos que a metodologia do teste ADF compreende em adicionar e subtrair $\alpha_p y_{t-p+1}$, onde p é o número de defasagens fundamentais para tornar o erro não correlacionado, até obter:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \alpha_3 y_{t-3} + \dots + \alpha_{p-2} y_{t-p+2} + (\alpha_{p-1} + \alpha_p) y_{t-p+1} - \alpha_p \Delta y_{t-p+1} + \epsilon_t \quad (7)$$

Posteriormente se subtrai e soma $(\alpha_{p-1} + \alpha_p) y_{t-p+2}$ até obter a seguinte representação:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (8)$$

onde

$$\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i) \quad (9)$$

e

$$\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j \quad (10)$$

O teste ADF apresenta mesma hipótese do DF com o uso das mesmas estatísticas da tabela Dikey-Fuler. Portanto, caso a soma dos coeficientes da equação diferenciada seja igual a um, pelo menos uma raiz característica é unitária, se $\sum \alpha_j = 1$, $\gamma=0$ e o sistema apresenta raiz unitária.

Segundo Gurajati (2006), Phillips & Perron (1988) (PP) utilizaram de métodos estatísticos não paramétricos para testar a correlação serial nos termos de erro sem somar termos de diferença defasados; e sua distribuição assintótica é a mesma da estatística do teste Dickey-Fuller aumentado. Segundo Aguiar e Figueiredo (2010) o método PP estima a equação não expandida do teste Dickey-Fuller e modifica a razão t do coeficiente α de modo que a correlação serial não afeta a distribuição assintótica do teste.

Assim, conforme exposto por Enders (2004), Phillips e Peron (1988) desenvolveram uma generalização do modelo DF com o relaxamento de pressupostos quanto a distribuição do erro. O autor brevemente explica o modelo da seguinte maneira:

$$y_t = \alpha_0^* + \alpha_1^* y_{t-1} + \mu_t \quad (11)$$

e

$$y_t = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 y_{t-1} + \tilde{\alpha}_2 (t - T/2) + \mu_t \quad (12)$$

onde T é o número de observações e μ_t o termo de erro, cuja esperança seja igual a zero, porém, com uma distribuição autocorrelacionada e heterogênea. Então, diferentemente do teste DF qual assume a independência e homogeneidade o teste Phillips Perron (PP) permite erros fracamente dependentes e de distribuídos heteroscedásticos.

Até então, os teste de raiz unitária apresentavam como a hipótese nula a presença de raiz unitária, porém Denis Kwiatkowski, Peter C. B. Phillips, Pert Schmidt e Yongcheol Shin apresentaram uma nova representação para os teste de raiz unitária, qual tornou-se conhecido pelas iniciais dos autores (KPSS), e como a hipótese nula de estacionaridade da série cerca da tendência determinística. Kwiatkowski et al. (1992) apresentaram o teste com a decomposição da variável dependente em função da tendência determinística (t), um passeio aleatório(r_t) e um erro estacionário(ε):

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

onde r_t é um passeio aleatório:

$$r_t = r_{t-1} + \mu_t \quad (14)$$

Nesse caso, μ_t apresenta média zero e variância constante. A hipótese de estacionaridade reside-se em $\sigma_\mu^2 = 0$, desde que o termo de erro ε_t seja estacionário. Partindo do suposto de que o primeiro termo do passeio aleatório $r_{t(=0)}$ é fixo, a série passaria a ser estacionária em torno de uma tendência, já se $\xi=0$ a variável y seria estacionária em torno de uma constante (r_0). Para verificar a hipótese de que $\sigma_\mu^2 = 0$, os autores consideraram que e_t , $t=1,2,\dots,T$ seja os resíduos da regressão de y em função do intercepto e de uma tendência temporal e, nesse caso, a soma parcial dos erros seria dada por:

$$S_t = \sum_{i=1}^t e_i, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (15)$$

e a variância de longo prazo definida como,

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_T^2) \quad (16)$$

Segundo os autores, um eficiente estimador de σ^2 , seria $s^2(1)$ qual é construído pelos resíduos e_t e apresenta a seguinte forma:

$$s^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w(s, l) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s} \quad (17)$$

A estatística do teste inicia-se como a soma dos erros normalizada por T^{-2} :

$$\eta = T^{-2} \sum S_T^2 \quad (18)$$

posteriormente pela divisão de η por uma estimação consistente de σ^2 e assim, chega-se a estatística final do teste:

$$KPSS = \frac{T^{-2} \sum S_T^2}{s^2(l)} \quad (19)$$

4.1.2. Teste de causalidade

No presente estudo utiliza-se os testes de exogeneidade com a finalidade de identificar a causalidade entre as variáveis, através do método desenvolvido por Granger (1969). Em tal metodologia uma variável X causará efeito em Y se os valores correntes e passados de X apresentarem uma melhor previsão de Y . Granger (1969) ilustrou a seguinte definição com um método simplificado de duas variáveis X_t e Y_t :

$$\begin{aligned} X_t &= \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t, \\ Y_t &= \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t \end{aligned} \quad (20)$$

onde ε_t e η_t são duas séries não correlacionadas e ruído branco. A definição de causalidade implica em que Y_t esteja causando X_t quando o valor estimado de b_j seja diferente de zero e para X_t cause no sentido de Granger Y_t , c_j não poderá ser zero. Nesse caso, quando somente uma variável causa a outra, diz-se que a relação é direcional. Caso ambos eventos aconteçam pode-se dizer que existe uma relação bilateral entre X_t e Y_t e quando os coeficientes estimados não são significativos, não existirá causalidade. Desse modo, tal verificação é realizada pelo teste F e conjunto χ^2 , onde a estatística é dada pela seguinte fórmula:

$$F = \frac{(SQR_r - SQR_u)/m}{SQR_u/(n-k)} \quad (21)$$

em que SQR_r é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão com restrição, ou seja, com a inclusão das variáveis presentes e defasadas, SQR_u soma do quadrado dos resíduos sem restrição, m é o número de defasagens, k número total de parâmetros e n o número de observações. Em suma, o modelo procura estimar uma equação da variável Y em função de X , para assim identificar se uma estará causando a outra.

Comumente encontra-se erros de especificação baseados em resultados obtidos com os testes de causalidade no sentido de Granger. Segundo Cavalcanti (2010), a relação de não

causalidade de uma variável com outra não é condição necessária e suficiente para a ausência de algum efeito contemporâneo entre as mesmas, o que depõe fortemente contra ao método de identificação em questão. O autor ainda expõe que na macroeconomia é possível que uma variável tenha efeito não nulo sobre outras apesar de não causá-la no sentido de Granger. Portanto, os resultados obtidos com o teste deve ser um sinalizador sobre a especificação do modelo tornando necessário o conhecimento prévio do comportamento de cada variável.

4.1.3. Teste de cointegração

Conforme Greene (2003), alguns estudos empíricos da macroeconomia, na maioria das vezes, envolvem variáveis não estacionárias e com tendência, assim, a forma apropriada de se trabalhar com elas, é utilizando o método da diferenciação ou outros mecanismos de diferenciação, ou seja, transformando-as em estacionárias e aplicando o método VAR, ou Box and Jenkins. Em estudos recentes já se verifica uma forma mais adequada de analisar o comportamento das variáveis, assumindo que os distúrbios são estacionários e o ruído branco, porém, tal comportamento é verificado somente quando a variável dependente é cointegrada com a explanatória. Para verificar a existência de cointegração o presente estudo utilizou a abordagem de Johansen (1988), mas existe também outra abordagem para esse teste, a de Engle e Granger (1987).

Segundo Harris e Sollis (2004), a técnica de Johansen (1988, 1995) é um passo essencial para os modelos de estimação para séries temporais, uma implicação de não estacionaridade entre variáveis pode levar a regressões espúrias, ao menos que exista um vetor de cointegração, o que torna o teste um procedimento obrigatório. Os autores apresentam o modelo da seguinte maneira:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad u_t \sim IN(0, \Sigma) \quad (22)$$

Onde z_t é o vetor ($n \times 1$) de n variáveis endógenas potenciais e cada A_i é uma matriz de parâmetros ($n \times n$), sendo esse o tipo de modelo VAR qual será exposto posteriormente, ao reconfigurar a equação para o Modelo de Correção de Erro (VECM) chega-se na seguinte forma:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + u_t \quad (23)$$

onde $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ para $i = 1, \dots, k - 1$ e $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$. Nesse caso, assume-se que o vetor z_t seja não estacionário $I(1)$ e $I(0)$ em primeira diferença, que Πz_{t-k}

deva ser estacionária e o termo de erro u_t $I(0)$ e ruído branco. Desse modo, caso o rank da matriz Π seja nula o modelo não apresentará vetores de cointegração.

Harris e Sallis (2004) apontaram que existem três situações para a condição de que $\Pi z_{t-k} \sim I(0)$ seja identificada. A primeira é quando toda as variáveis z_t são estacionárias, nesse caso não se terá o problema de regressões espúrias e a melhor estratégia de modelagem é estimar o modelo VAR padrão em nível. O segundo cenário acontece quando não existe nenhuma cointegração, implicando em nenhuma combinação não linear de z_t , conseqüentemente, a matriz Π será nula, frente às devidas especificações o modelo mais apropriado será o VAR em primeira diferença não envolvendo elemento de longo prazo. Na terceira forma Πz_{t-k} será $I(0)$ e existirá até $n-1$ relações de cointegração, nesse caso o modelo mais apropriado será o VECM. Se a matriz Π tenha um *full rank*, ou seja, quando $r = n$, então o *rank* da matriz será zero, nesse caso, o modelo mais apropriado será o VAR em nível.

Conforme proposto pelo modelo de Johansen (1988, 1995), o número de raízes características (λ) diferentes de zero na matriz Π , quais corresponderão ao número de vetores de cointegração (r), poderão ser identificadas pelos testes do traço e o teste do máximo autovalor, quais são respectivamente especificados da seguinte maneira:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (24)$$

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (25)$$

em que T é o número de observações e λ_i a i -ésima raiz característica de Π . A estatística do traço testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração devem ser inferiores ou igual a r e quanto mais distantes de zero forem os valores de λ_i mais elevado será o valor da estatística. Já a hipótese nula máxima testa o número de vetores de cointegração ser r e a hipótese alternativa de $r + 1$.

4.1.4. Teste para correlação serial

A presença de autocorrelação nos resíduos reduz a eficiência do modelo estimado e compromete a confiabilidade dos teste de hipótese, portanto, sua identificação é imprescindível para a correta especificação do modelo. O teste aplicado é do Multiplicador de Lagrange de Breush (1978) e Godfrey (1978).

Segundo Greene (2003) a hipótese nula do teste é dada pela ausência de autocorrelação e a alternativa de que os erros são $\varepsilon_t = AR(P)$ ou $\varepsilon_t = MA(Q)$ com a seguinte estatística:

$$LM = T \left(\frac{e'X_0(X_0'X_0)^{-1}X_0'e}{e'e} \right) = TR_0^2 \quad (26)$$

onde X_0 é a matriz X original aumentada por P colunas de restrições de resíduos defasados e_{t-1}, \dots, e_{t-p} . O resultado TR_0^2 segue uma distribuição qui-quadrada com P graus de liberdade.

4.2. OS MODELOS ESTIMADOS

4.2.1. O modelo de transmissão de preços entre regiões

A metodologia adotada para testar a hipóteses de transmissão de preços entre regiões sustentou-se no modelo apontado por Goodwin (2001). Segundo autor, em estudos sobre a interação entre os preços de mercados espacialmente separados não se deve omitir os custos de transferências¹¹, o que significa dizer que tais mercados são ligados por uma arbitragem espacial. A forma de regressão básica entre as relações de preços proposta do Goodwin (2001) é expressa por:

$$P_t^1 = \alpha + P_t^2 \quad (27)$$

onde P_t^i representa os preços do produto na região i no período t e o parâmetro α representa os custos de transferências. O autor ressalta que essa relação é falha uma vez que os fluxos de troca entre os mercados não são contínuos impossibilitando que as diferenças nos preços esperados fossem iguais aos custos de transporte. Desse modo, cabe à equação uma desigualdade:

$$P_t^1 \leq \alpha + P_t^2 \quad (28)$$

Silva e Margarido (2009) apontaram que nesse caso os preços podem se diferenciar apenas no curto prazo, pois as ações dos arbitradores tendem a equilibrar o preços no longo prazo levando à igualdade dos custos de transação. Portanto, para análises de longo prazo, a equação inicial é válida.

¹¹ Conceito definido por Barret (2001) no referencial teórico.

Desse modo Silva e Margarido (2009) apresentaram um modelo na forma logarítmica, onde os preços do produto em determinada região são função dos preços desse mesmo bem em outra região adicionado um termo de erro:

$$p_t^1 = \alpha + \beta p_t^2 \quad (29)$$

nesse caso o parâmetro α comporta-se como o termo de erro por captar os desvios entre os preços, logo torna-se necessário que $\alpha \sim \text{iid}(\mu, \sigma^2)$ e $E[p_t^2, \alpha] = 0$. Para os mesmos autores o coeficiente β apresentará valor a 1 sob a hipótese de integração perfeita entre os mercados, confirmando a Lei do Preço Único. O parâmetro também pode ser considerado como a elasticidade de transmissão de preço na região 1. Porém, o valor nulo de β evidencia que os mercados não apresentam relações nos preços do produto, onde ambas regiões seriam completamente fechadas. Nos casos em que β resulta em valores entre zero e um, algum tipo de restrição é imposta ao mercado.

4.2.2. O modelo de transmissão nos preços entre níveis de mercado

A metodologia mais utilizada para detectar assimetrias nas transmissões de preços entre níveis de mercado é a desenvolvida por Wolfram (1971) e aprimorada por Houck (1977).

Em seu modelo Houck (1977) indicou que, caso a variável temporal Y dependa dos valores de X , a hipótese a ser examinada é de que aumentos em uma unidade em X de período a período apresentam impactos diferentes em Y do que as quedas nos valores unitários em X . Por critérios didáticos, optou-se por tratar a variável Y do modelo como Pp (preço pago ao produtor) e a variável X por Pa (preço no atacado). A relação proposta pode ser expressa da seguinte forma:

$$\Delta Pp_i = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Pa'_i + \alpha_2 \Delta Pa''_i \quad (30)$$

para $i = 1, 2, \dots, t$, onde $\Delta Pp_i = Pp_i - Pp_{i-t}$; $\Delta Pa'_i = Pa_i - Pa_{i-t}$ se $Pa_i > Pa_{i-t}$ e igual a zero, por outro lado $\Delta Pa''_i = Pa_i - Pa_{i-t}$ se $Pa_i < Pa_{i-t}$ e igual a zero. A transmissão assimétrica acontecerá se $\alpha_1 \neq \alpha_2$.

Sabendo que o valor de Pp em qualquer ponto T pode ser escrita da seguinte maneira:

$$Pp_t = Pp_0 + \sum_{i=1}^t \Delta Pp_i \quad (31)$$

para $i = 1, 2, \dots, t, t+1, \dots, T$, onde T é o número total de observações além do valor inicial.

Rearranjado tem-se que:

$$Pp_t - Pp_0 = \sum_{i=1}^t \Delta Pp_i \quad (32)$$

Combinando as equações 32 e 30 e simplificando, chega-se a seguinte relação:

$$Pp_t - Pp_0 = \alpha_0 t + \alpha_1 \sum_{i=1}^t \Delta Pa'_i + \alpha_2 \sum_{i=1}^t \Delta Pa''_i \quad (33)$$

Portanto, os valores dos coeficientes α_1 representam o impacto de aumentos no preço do atacado sobre o preço do produtor, os coeficientes α_2 representam o impacto de decréscimo no preço do atacado sobre o produtor.

Assim, para verificar a assimetria na transmissão, consiste em testar a seguinte hipótese nula, por meio do teste t ou F.

$$H_0: \sum_{i=1}^t \alpha_1 = \sum_{i=1}^t \alpha_2 \quad (34)$$

Para a aplicação do Modelo de Vetor Autorregressivo, utilizou-se como referência a metodologia proposta por Griffith e Piggott (1994). A regressão estimada é:

$$Pp_t = \alpha_0 + \sum_i b_i Paa_{t-i} + \sum_j c_j Ppa_{t-j} + \varepsilon_t \quad (35)$$

A variável Pa_t representam os valores dos preços no atacado, a variável Paa_{t-i} é o acumulado dos aumentos nos preços do atacado Pa'_i e a variável Ppa_{t-j} o acumulado das quedas nos preços do atacado Pa''_i . A Tabela 5 exemplifica a forma de montagem da base de dados da pesquisa.

Tabela 5 – Séries dos acúmulos de aumentos $\Delta Pa'$ e queda $\Delta Pa''$ nos preços da fécula de mandioca nos períodos de fevereiro de 2002 a junho de 2003.

Meses	Preço da fécula (Pa)	Aumentos nos preços ($\Delta Pa'$)	Queda nos preços ($\Delta Pa''$)	$\sum \Delta Pa'$	$\sum \Delta Pa''$
2002 2	5,87324	0	0	0	0
3	5,916453	0,043212	0	0,04321	0
4	5,924228	0,007775	0	0,05099	0
5	5,97842	0,054192	0	0,10518	0
6	6,046783	0,068364	0	0,17354	0
7	6,063454	0,016671	0	0,19021	0
8	6,032968	0	-0,03049	0,19021	-0,03049
9	5,963707	0	-0,06926	0,19021	-0,09975
10	6,074221	0,110514	0	0,30073	-0,09975
11	6,573038	0,498817	0	0,79954	-0,09975
12	6,626125	0,053088	0	0,85263	-0,09975
2003 1	6,643929	0,017804	0	0,87044	-0,09975
2	6,697792	0,053863	0	0,9243	-0,09975
3	6,876508	0,178717	0	1,10301	-0,09975
4	6,930902	0,054394	0	1,15741	-0,09975
5	7,007869	0,076967	0	1,23438	-0,09975
6	7,00443	0	-0,00344	1,23438	-0,10319

Fonte: Informações da pesquisa.

4.2.2. Modelos de Vetores Autoregressivo (VAR) e Modelos de Vetores de Correção de Erro (VEC)

Judge et al. (1988) apontaram que, em um modelo composto por variáveis endógenas, é possível se utilizar o recurso de equações simultâneas para especificar as relações intertemporais e a dinâmica dessas variáveis. Em certos momentos é possível incluir mais do que uma defasagem para cada variável do modelo, chegando-se à seguinte forma reduzida:

$$y_t = v + \Theta_1 y_{t-1} + \dots + \Theta_p y_{t-p} + v_t \quad (35)$$

Em que para um modelo com duas variáveis c_t e y_t têm-se:

$$y_t = \begin{bmatrix} c_t \\ y_t \end{bmatrix} \quad v = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} \quad \Theta_i = \begin{bmatrix} \theta_i & \psi_i \\ \gamma_i & \delta_i \end{bmatrix} \quad \text{e} \quad v_t = \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix} \quad (36)$$

Segundo autores, a relação exposta em (35) é muito próxima ao modelo Autorregressivo tradicional (AR) adicionado a um vetor de intercepto v . Assim, quando os vetores das variáveis y_t são relacionados aos vetores defasados y_{t-1}, y_{t-2}, \dots verifica-se modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) de ordem p . Quando o sistema apresentar M variáveis, a especificação será a seguinte: $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Mt})'$, $v = (v_1, \dots, v_M)'$ e $\Theta_i =$

$$\begin{bmatrix} \theta_{11,i} & \dots & \theta_{1M,i} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \theta_{M1,i} & \dots & \theta_{MM,i} \end{bmatrix} \text{ e o vetor de erros } v_t = (v_{1t}, \dots, v_{Mt})' . \text{ Nesse caso, os erros apresentam}$$

as mesmas propriedades estocásticas do modelo AR ($v_t \sim IN(0, \Sigma)$) ou seja, ruído branco.

Segundo Harris (1995), o modelo VAR tornou-se mais notório por Sims (1980) com uma forma dinâmica de estimação das relações conjuntas de variáveis endógenas sem a imposição de restrições. Harris (1995) destacou que reformulando a equação (35) chega-se ao modelo de Vetor de Correção de Erro (VECM)

$$\Delta y_t = v + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-p} + v_t \quad (36)$$

onde $\Gamma_i = -(I - \Theta_1 - \dots - \Theta_i)$, ($i = 1, \dots, p-1$) e $\Pi = -(I - \Theta_1 - \dots - \Theta_p)$. Essa forma de especificação apresenta informações sobre os ajustes de curto e longo prazo das mudanças em y_t , por meio das estimativas de $\hat{\Gamma}_i$ e $\hat{\Pi}$, respectivamente. Harris (1995), ao definir $\Pi = \alpha\beta'$ afirmou que α representa as velocidades de ajustamento dos desequilíbrios de curto prazo e β a matriz dos coeficientes de longo prazo, tal que o termo $\beta' y_{t-p}$ indica o número de relações de cointegrações em um modelo multivariado, garantindo que y_t convirja para seu estado estacionário no longo prazo.

4.3. FONTE E NATUREZA DOS DADOS

Os dados foram disponibilizados pela CEPEA-ESALQ, em suas médias mensais, no período de fevereiro de 2002 a fevereiro de 2013, totalizando 133 observações. Os preços foram corrigidos para fevereiro de 2013 pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna, IGP-DI/FGV para a análise comportamental (descritiva) dos preços. No entanto, os resultados explorados na pesquisa são referentes somente às séries nominais, uma vez que os dados reais levam ao aumento da autocorrelação e reduz o poder explicativo do modelo. Ressalta-se também que em alguns dos trabalhos pesquisados não se identificou tratamentos para a correção da inflação, como é o caso de Balcombe, Bailey e Brooks (2007), Azevedo e Politi (2008), Souza e Campos (2008) e Silva e Margarido (2009). As variáveis abordadas foram definidas conforme Quadro 1.

Quadro 1 – Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa

Variável	Descrição
F_{EOP}_t	Preços fécula no Extremo Oeste Paranaense: região Marechal Cândido Rondon
F_{COP}_t	Preços fécula no Centro Oeste Paranaense: região de Araruna
F_{NOP}_t	Preços fécula no Noroeste Paranaense: região de Paranavaí
F_{ESM}_t	Preços fécula no Extremo Sul Mato Grossense do Sul: região Naviraí
F_{SSM}_t	Preços fécula no Sudeste Mato Grossense do Sul: região de Ivinhema
F_{ASI}_t	Preços fécula Assis do Estado de São Paulo: região de Assis
R_{EOP}_t	Preços da raiz no Extremo Oeste Paranaense: região Marechal Cândido Rondon
R_{COP}_t	Preços da raiz no Centro Oeste Paranaense: região de Araruna
R_{NOP}_t	Preços da raiz no Noroeste Paranaense: região de Paranavaí
R_{ESM}_t	Preços da raiz no Extremo Sul Mato Grossense do Sul: região Naviraí
R_{SSM}_t	Preços da raiz no Sudeste Mato Grossense do Sul: região de Ivinhema
R_{ASI}_t	Preços da raiz Assis do Estado de São Paulo: região de Assis

Fonte: Informações da pesquisa.

A base de dados se constitui em 12 variáveis, divididas entre seis regiões distintas, localizadas no Centro-Oeste, Sudeste e Sul, e conforme os níveis de mercado produtor (raiz) e atacado (fécula). As séries foram trabalhadas com seus valores em logaritmo natural (\ln), para que apresentassem uma distribuição próxima da normal e para análises de elasticidades. Nesse estudo, escolheu-se o período de acordo com disponibilidade de dados para os mercados analisados, e as regiões conforme sua representatividade na produção brasileira.

Vale destacar que foram corrigidos os comportamentos sazonais das séries. Segundo Hoffmann (2006), muitas são as causas para as variabilidades dos preços dos produtos agrícolas, e essas estão relacionadas à duração do período considerado. As variações de longo prazo são induzidas por desvalorizações na moeda, crescimento da população, urbanização, desenvolvimento tecnológico, variações na renda *per capita* e na distribuição de renda, nos gostos e costumes. As variações de curto prazo são delimitadas pela sazonalidade da produção, por perdas de safra decorrentes de problemas climáticos ou à incidência de pragas ou doenças etc.

Devido ao fato da produção de raiz de mandioca estar inteiramente ligada aos comportamentos climáticos e a incidências de pragas tornou-se necessário tal aplicação. O método de correção empregado foi o X12-ARIMA Versão 0.2.7 desenvolvido pelo U.S. Census Bureau (2011).

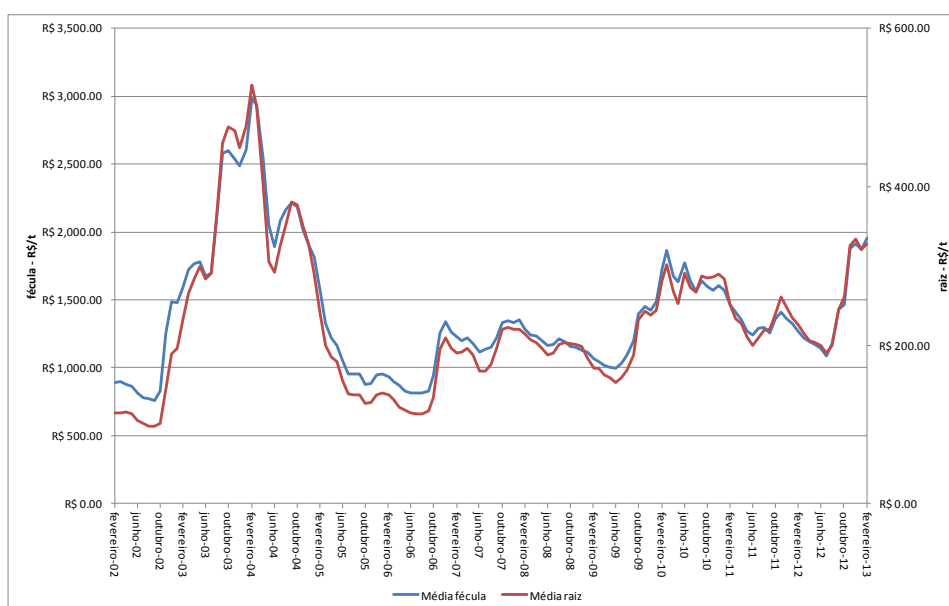
5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Ao se verificar que a alta variabilidade nos preços da fécula de mandioca reduz a demanda pelo produto, comprometendo sua preferência frente outros amidos, a presente pesquisa objetivou analisar o processo de formação nos preços do produto e identificar uma de suas ineficiências competitiva, a existência de assimetria de poder de mercado. Portanto, pretendeu-se com os dois modelos econométricos verificar assimetrias na formação dos preços entre os níveis de mercado atacado e produtor e identificar alguma interação entre os mercados de fécula de mandioca espacialmente separados. Para realização dos testes metodológicos e verificação dos resultados utilizou-se o software estatístico Stata 11.0 da Statacorp LP.

O comportamento médio das séries de preços da fécula de mandioca e da raiz de mandioca entre as regiões abordadas no estudo pode ser observado no Gráfico 01.

O Gráfico 1 indica um comportamento instável nos preços na raiz de mandioca e da fécula. No período em análise, verifica-se que os anos de 2003 e 2004 foram os que apresentaram os maiores preços na série, que podem ser justificados pela oferta e estoques reduzidos da raiz de mandioca.

Gráfico 1 – Séries médias de preços reais da raiz de mandioca e da fécula de mandioca por tonelada no período de fevereiro de 2002 até fevereiro de 2013



Fonte: Resultados da pesquisa com dados fornecidos pela CEPEA/ESALQ (2013), corrigidos pelo IGP-DI.

Segundo PASQUINI (2003) apud PORTO(2003) a elevada oferta de raiz nos anos de 2001 e 2002 levou a queda nos preços pagos ao produtor e ao conseqüente desestímulo de plantio ou até mesmo de colheita da mandioca nos períodos seguintes, assim, a oferta que crescia desde 1998 caiu resultando na alta dos preços nas safras de 2003 e 2004.

No final do ano de 2009 e início de 2010 os preços voltaram a se elevar. Conforme Felipe, Alves e Camargo (2010) tal comportamento se justifica pelos excessos de chuva no período de janeiro de 2010 e a conseqüente redução da oferta, aliada ao ligeiro aumento demanda dos compradores da matéria-prima para repor os estoques. Em meados de 2012 e início de 2013 novamente se verificam aumentos nos preços da raiz atrelados ao comportamento de sua oferta, pois os problemas climáticos enfrentados principalmente pelas regiões norte e nordeste comprometeram a safra desse período, elevando o preço do produto aos patamares de 2004. Portanto, nota-se uma estreita ligação entre os preços da raiz de mandioca e sua oferta.

O Gráfico 1 também aponta uma correspondência entre os preços da fécula com sua principal matéria-prima, a raiz de mandioca, indicando uma possível relação de causa entre os preços e evidenciando correlação entre os mesmos. Para melhor compreensão dos dados apresentados no trabalho, segue Tabela 5 com as estatísticas descritivas das séries temporais de preços da fécula de mandioca para as regiões em análise.

Conforme apresentado na Tabela 6, a região de maior média de preços foi no Centro Oeste Paranaense (R\$ 1.428,76/t) e a menor o Noroeste Paranaense (R\$ 1.376,73/t). O maior preço da fécula de mandioca foi verificado na região do Sul Mato Grossense do Sul (R\$ 3.182,67/t) e o menor preço ao Sudeste Mato Grossense do Sul (R\$ 708,49/t). A diferença entre o preço mínimo e o máximo é de aproximadamente R\$ 2.474,18/t (sinalizando diferença de 77,74% entre o maior e menor preço). Ao se comparar as diferenças entre os mínimos e máximos entre as regiões analisadas verifica-se que essa chega a ser em média 74,58%. Portanto, esse comportamento confirma a alta variabilidade nos preços da fécula. Identifica-se também elevados desvios padrão, sendo o Extremo Sul Mato Grossense do Sul a região de maior e o Noroeste Paranaense a região de menor desvio padrão.

Tabela 6 – Estatística Descritiva dos preços reais da fécula de mandioca por tonelada no período de fevereiro de 2002 até fevereiro de 2013

	<i>Assis</i>	<i>Centro Oeste Paranaense</i>	<i>Extremo Oeste Paranaense</i>	<i>Noroeste Paranaense</i>	<i>Extremo Sul Mato Grossense do Sul</i>	<i>Sudeste Mato Grossense do Sul</i>
Média	1.402,06	1.428,76	1.414,58	1.376,73	1.384,33	1.386,45
Mediana	1.282,45	1.297,97	1.290,77	1.259,08	1.251,88	1.272,37
Máximo	3.125,18	2.991,59	3.010,23	2.822,58	3.182,67	2.902,98
Mínimo	763,00	790,36	803,07	746,31	716,79	708,49
Desvio-padrão	473,54	480,72	476,51	463,13	488,25	467,28
Observações	133	133	133	133	133	133

Fonte: Resultados da pesquisa com dados fornecidos pela CEPEA/ESALQ (2013), corrigidos pelo IGP-DI.

A Tabela 7 apresenta as estatísticas descritivas das séries temporais de preços da raiz de mandioca para o período analisado.

Tabela 7 – Estatística Descritiva dos preços reais da raiz de mandioca por tonelada no período de fevereiro de 2002 até fevereiro de 2013

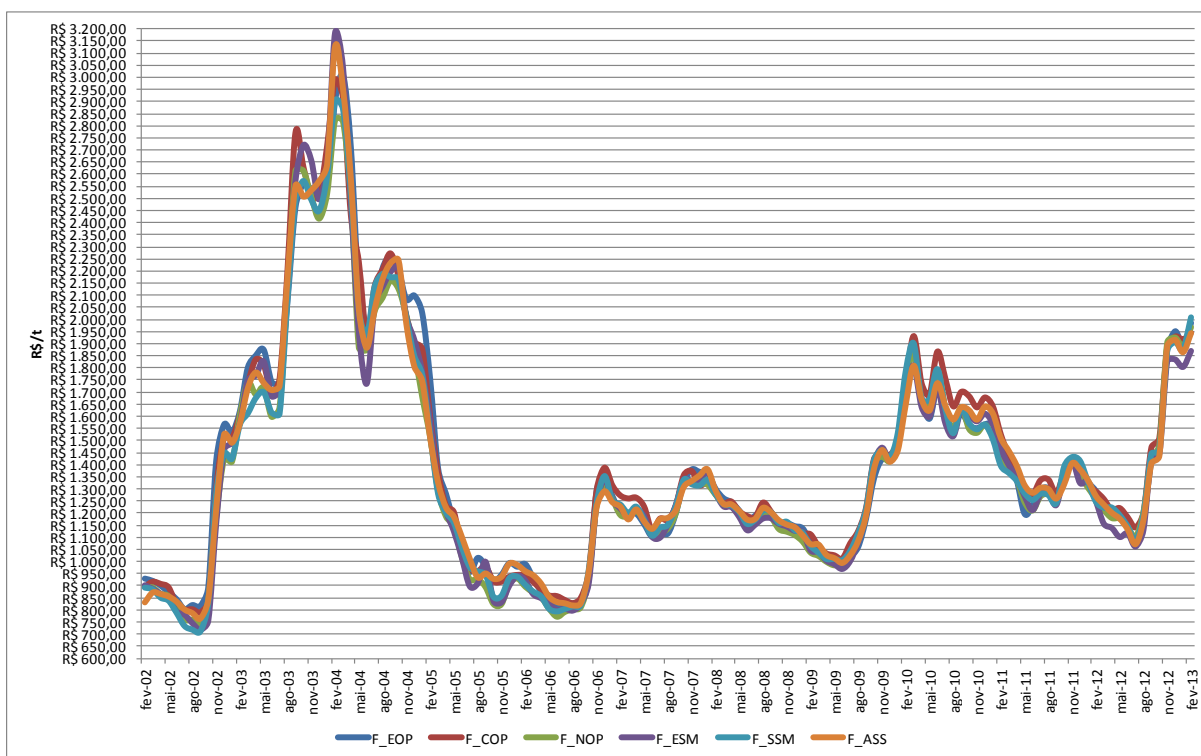
	<i>Assis</i>	<i>Centro Oeste Paranaense</i>	<i>Extremo Oeste Paranaense</i>	<i>Noroeste Paranaense</i>	<i>Extremo Sul Mato Grossense do Sul</i>	<i>Sudeste Mato Grossense do Sul</i>
Média	212,03	243,71	235,13	240,32	214,53	219,94
Mediana	190,64	222,66	215,67	223,01	197,54	196,24
Máximo	495,23	573,31	523,68	555,35	491,06	545,74
Mínimo	87,39	106,59	103,43	96,32	94,14	87,23
Desvio-padrão	87,38	97,85	90,44	97,16	87,45	89,84
Observações	133	133	133	133	133	133

Fonte: Resultados da pesquisa com dados fornecidos pela CEPEA/ESALQ (2013), corrigidos pelo IGP-DI.

No caso dos preços da raiz, a região com maior média foi o Centro Oeste Paranaense (R\$ 243,71/t) e a menor Assis (R\$ 212,03/t). As regiões com maiores e menores preços são, respectivamente, Centro Oeste Paranaense (R\$ 573,31/t) e o Sudeste do Mato Grosso do Sul (R\$87,23/t). A diferença entre o preço mínimo e o máximo é de R\$ 486,08/t (sinalizando diferença de 84,78% entre o maior e menor preço), confirmando também comportamento variabilidade nos preços conforme observado na fécula de mandioca. A região com maior desvio padrão é a Centro Oeste Paranaense e a com menor é a região de Assis.

Objetivando identificar um comportamento padrão entre os preços, partiu-se para a análise gráfica das séries, entre os preços reais da fécula e raiz de mandioca de cada região e dos preços da fécula entre os níveis de mercado. O Gráfico 02 aponta os preços da fécula de mandioca em todas as regiões abordadas para o período fevereiro de 2012 a fevereiro de 2013.

Gráfico 2 – Gráfico de preços reais das variáveis de fécula conforme regiões de fevereiro de 2002 até fevereiro de 2013



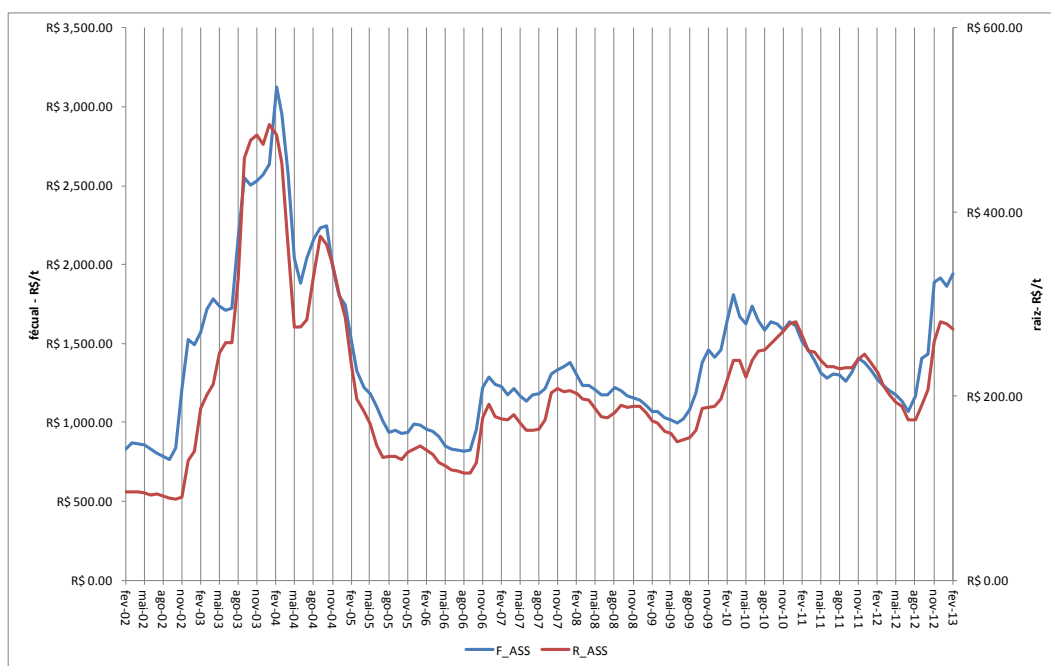
Fonte: Resultados da pesquisa com dados fornecidos pela CEPEA/ESALQ (2013).
 Legenda: EOP: Extremo-Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP: Centro-Oeste Paranaense (região de Araruna), NOP: Noroeste Paranaense (região de Paranavaí), ESM: Extremo-Sul Sul-mato-grossense (região de Naviraí), SSM: Sudeste Sul-mato-grossense (região de Ivinhema) e ASI: Assis SP (região de Assis), corrigidos pelo IGP-DI.

As séries de preços, conforme apresentadas no Gráfico 02 apresentaram os mesmos comportamentos de aumentos e queda, sendo essa mais intensa em algumas regiões e menos em outras. Desse modo, pode-se inferir que os preços entre as regiões se correlacionam, sugerindo uma possível relação de causalidade entre as mesmas. Ressalta-se que a análise gráfica, mais uma vez, confirma o comportamento instável nos preços.

Conforme identificado anteriormente, o comportamento das variações nos preços da fécula é similar ao dos preços pagos aos produtores de mandioca. Para confirmar tal evidência, buscou-se analisar correlações entre o comportamento dos preços da fécula com a raiz para todas as regiões abordadas, o que pode ser observado nos Gráficos 03 para a região de Assis, 04 Centro Oeste Paranaense, 05 Extremo Oeste Paranaense, 06 Noroeste Paranaense, 07 Extremo Sul Mato Grossense do Sul e 08 Sudeste Mato Grossense do Sul .

O Gráfico 03 apresenta os comportamento dos preços da fécula de mandioca e raiz de mandioca na região de Assis.

Gráfico 3 – Gráfico de preços reais das variáveis fécula e preço pago ao produtor na região de Assis



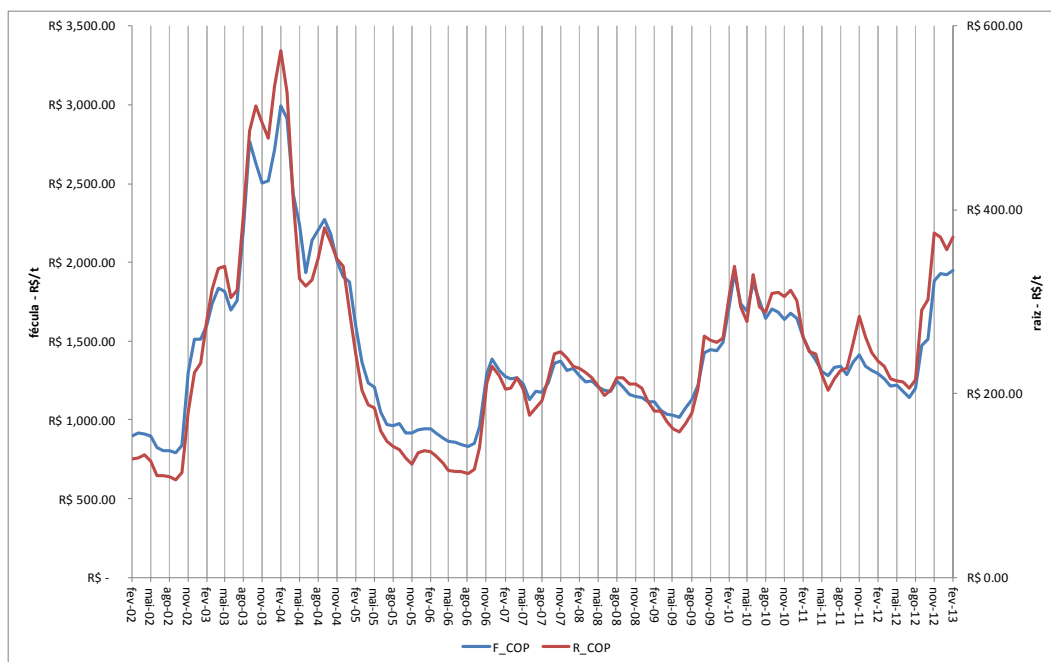
Fonte: Resultados da pesquisa com dados fornecidos pela CEPEA/ESALQ (2013), corrigidos pelo IGP-DI.

A análise gráfica sinaliza possível confirmação do pressuposto de que os preços da fécula apresentam correlação com os preços da raiz de mandioca. O Gráfico 03 também indica que os comportamentos de acréscimos ou decréscimos nos preços dos dois produtos

não acontecem em mesma intensidade e/ou período, sinalizando provável assimetria entre os preços do produtor de raiz e a fécula no atacado para a região de Assis, qual posteriormente será testada por meio do modelo econométrico.

O Gráfico 04 apresenta a relação nos preços da fécula de mandioca e raiz de mandioca no Extremo Oeste Paranaense para o período contemplado pela pesquisa.

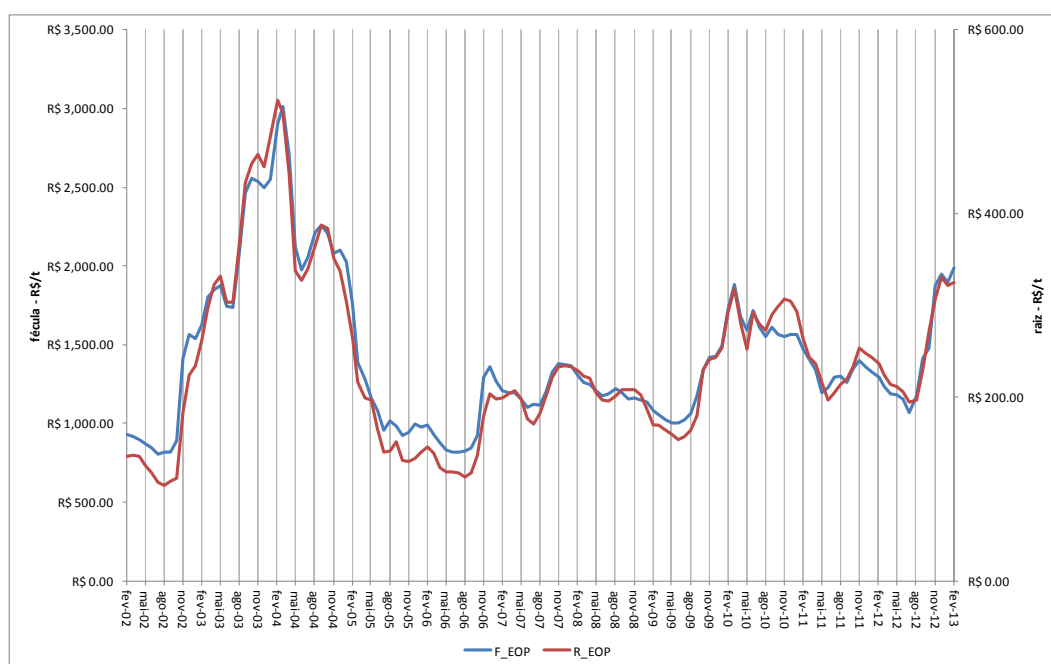
Gráfico 4 – Gráfico de preços reais das variáveis fécula e preço pago ao produtor na região do Centro Oeste Paranaense



Fonte: Resultados da pesquisa com dados fornecidos pela CEPEA/ESALQ (2013), corrigidos pelo IGP-DI.

O Gráfico 04 aponta correlação entre os preços da fécula e os preços pagos ao produtor. Ao comparar as séries da região Centro Oeste com a de Assis, nota-se uma maior correlação entre os da primeira. Nesse caso, poucos foram os comportamentos distintos de acréscimo e decréscimos nos preços entre os níveis de mercado, indicando um desempenho mais concorrencial para o Centro Oeste Paranaense. O Gráfico 05 apresenta os comportamentos nos preços da fécula de mandioca e raiz de mandioca para a região do Extremo.

Gráfico 5 – Gráfico de preços reais das variáveis fécula e preço pago ao produtor na região do Extremo Oeste Paranaense

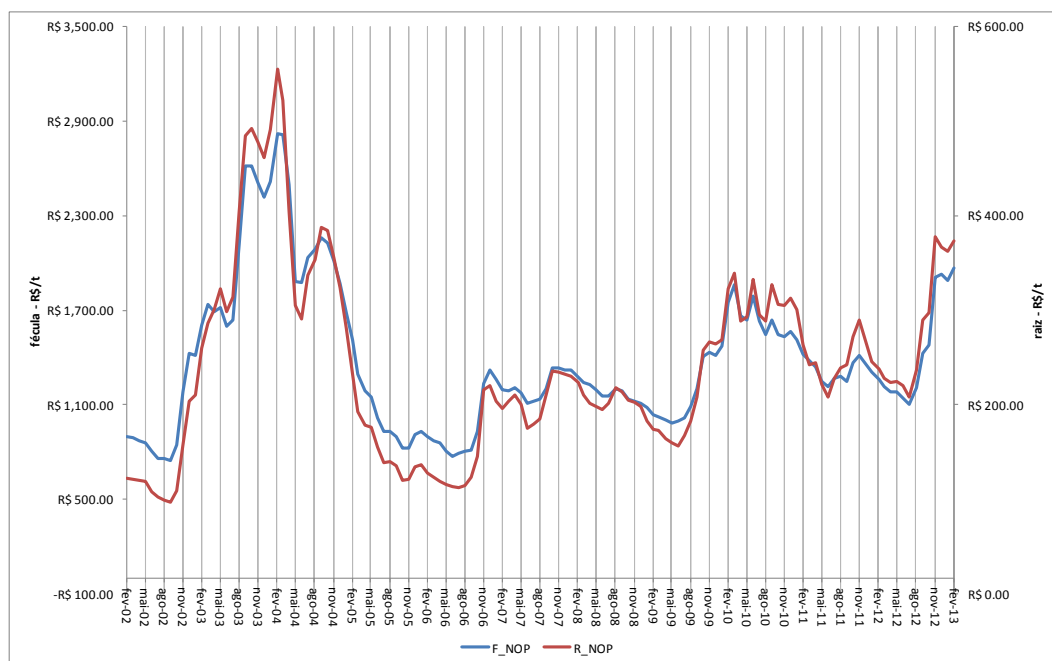


Fonte: Resultados da pesquisa com dados fornecidos pela CEPEA/ESALQ (2013), corrigidos pelo IGP-DI.

A análise do Gráfico 05 também aponta estreita relação entre os preços da fécula de mandioca e raiz. O Extremo Oeste Paranaense, indica alguns comportamentos assimétricos, conforme observado em novembro de 2004, agosto de 2007, março de 2008 e nitidamente em meados de 2010. Desse modo, a região em análise sinaliza que um dos níveis de mercado possa deter o poder de influenciar preços.

O Gráfico 06 indica as relações nos preços da fécula de mandioca e raiz de mandioca para a região do Noroeste Paranaense.

Gráfico 6 – Gráfico de preços reais das variáveis fécula e preço pago ao produtor na região do Noroeste Paranaense

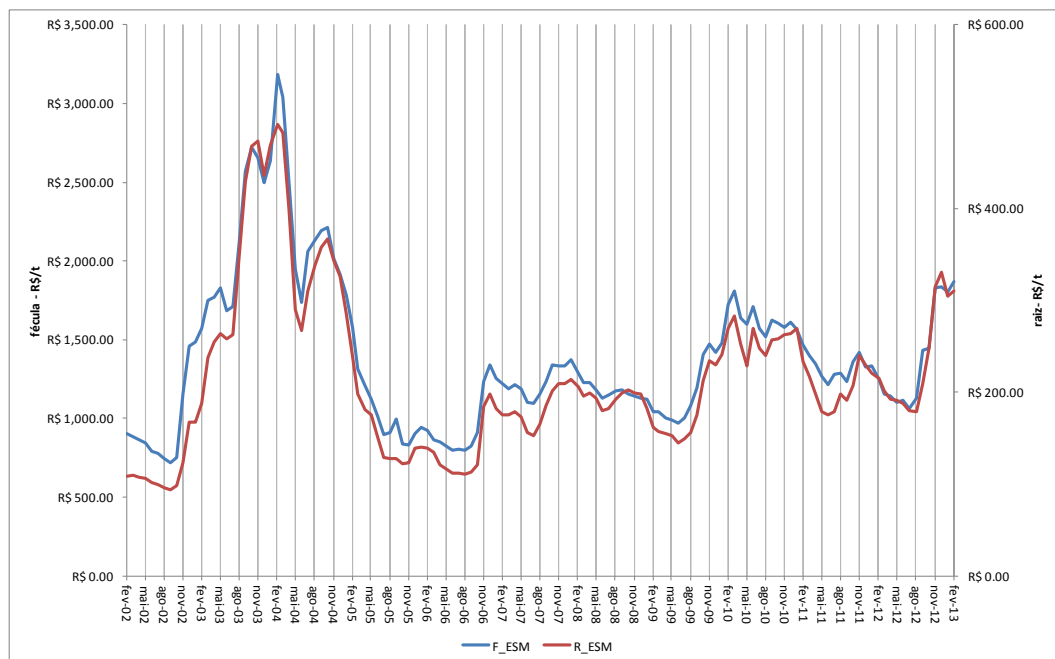


Fonte: Resultados da pesquisa com dados fornecidos pela CEPEA/ESALQ (2013), corrigidos pelo IGP-DI.

Conforme analisado nos Gráficos anteriores, as séries caminham para o mesmo sentido. A raiz, principal fonte de matéria prima da fécula seria um grande determinante dos seus preços, e os valores pagos aos produtores de mandioca determinado pela oferta da raiz. Em relação aos comportamentos assimétricos nos preços, pouco foram os pontos identificados.

O Gráfico 07 aponta a relação nos preços da fécula de mandioca e raiz de mandioca para a região do Extremo Sul do Mato Grosso do Sul .

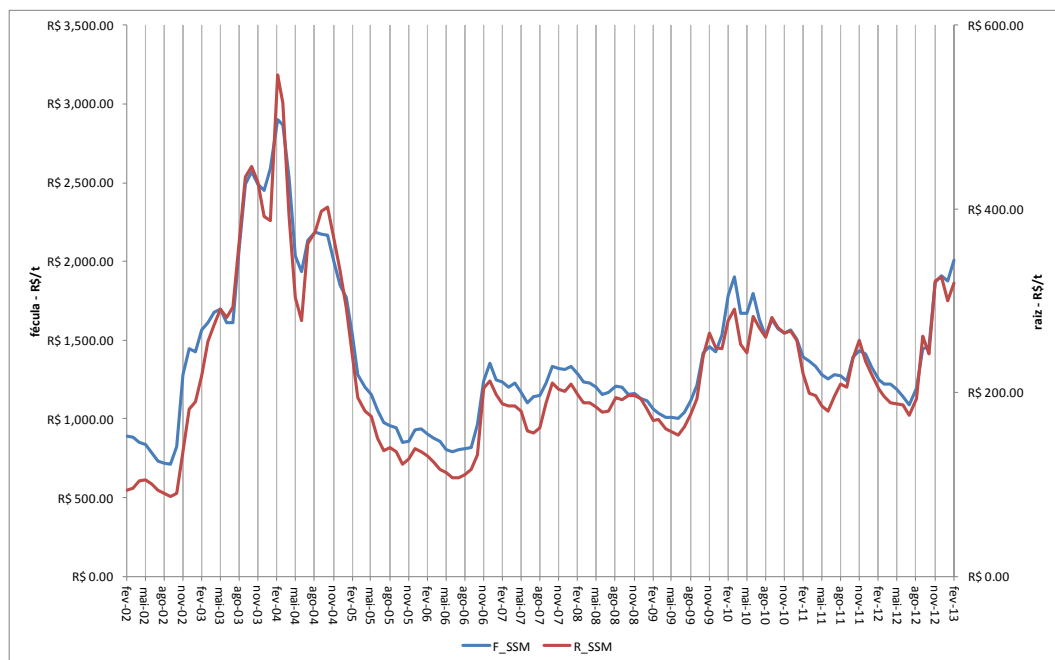
Gráfico 7 – Gráfico de preços reais das variáveis fécula e preço pago ao produtor na região do Extremo Sul Mato Grossense do Sul



Fonte: Resultados da pesquisa com dados fornecidos pela CEPEA/ESALQ (2013), corrigidos pelo IGP-DI.

Por fim, o Gráfico 08 indica as relações de preços da fécula e o preço pago ao produtor da região Sudeste do Mato Grosso do Sul.

Gráfico 8 – Gráfico de preços reais das variáveis fécula e preço pago ao produtor na região do Sudeste Mato Grossense do Sul



Fonte: Resultados da pesquisa com dados fornecidos pela CEPEA/ESALQ (2013), corrigidos pelo IGP-DI.

Na região Sudeste do Mato Grosso do Sul os preços da fécula e da raiz também apresentam o mesmo sentido, apontando correlação entre os níveis de mercado. Ressalta-se que, nesse caso, alguns comportamentos assimétricos também foram observados.

Portanto, a análise descritiva dos dados indicou que as séries de preços da fécula e da raiz de mandioca exibiram alta variabilidade. Os preços apresentaram os mesmos comportamentos tanto entre as regiões em análise, quanto entre atacado e produtor. O resultados apontaram que em certos períodos mudanças nos preços da raiz não seguiam o mesmo sentido das variações nos preços da fécula, indicando possível assimetria de preços. No entanto, para se confirmar o comportamento assimétrico nos preços torna-se necessário estimar os modelos estatísticos conforme especificados na metodologia.

5.1. OS MODELOS ESTIMADOS

Após realização das análises descritivas dos dados, partiu-se para a realização dos testes econométricos e a estimação dos modelos estatísticos, tendo como objetivo verificar o comportamento assimétrico nos preços entre os níveis de mercado produtor de raiz e fecularias (atacado) e a interação entre os mercados de fécula espacialmente separados.

5.1.1. O modelo de transmissão de preços entre regiões produtoras de fécula

Para a análise do modelo de transmissão de preços entre regiões, torna-se necessário identificar o centro formador de preços. Muitos estudos utilizam como centro formador a região com a maior produção do produto em análise. No presente estudo, destaca-se na produção de fécula o Noroeste Paranaense, que em 2012 produziu cerca de 42% do total brasileiro.

Outra forma de detecção se dá pela Teoria do Preço Base. Conforme exposto por Mattos (2008) essa expõe que mercados interligados estabelecem e mantêm um sistema não competitivo de preços, normalmente, na forma de oligopólio organizado. Nesse caso, o preço base define-se em um mercado específico (mercado base) e o preço pago pelos compradores de outras regiões decorre da soma do preço base mais os custos incorridos para se transferir a mercadoria do mercado base até o destino final. Ou seja, firmas localizadas em outras regiões tomam o preço praticado no mercado base e adicionam o custos de transporte¹² até obterem

¹² Compreendido no presente estudo como custo de transferência.

seus preços. Assim, conforme o preço base se altera, nos outros mercados interligados também se alterarão. Somando a Teoria do Preço Base e a Lei do Preço único, chega-se ao consenso de que diferenças nos preços, com exceção dos custos de transferência, serão eliminadas ao longo do tempo por meio da arbitragem espacial.

Na Teoria do Preço Base, espera-se que o preço se defina no mercado central, ao passo que outros mercados se distanciem do mesmo terão seus preços finais elevados. Desse modo, o menor preço deve, necessariamente, acontecer no mercado base e o maior na região mais distante do mesmo. Com o intuito de verificar essa relação, sugere-se que o mercado base seja o Noroeste Paranaense, por apresentar a maior produção e o menor preço médio da fécula.

Ao supor que quão mais distante a região estiver do mercado base maiores serão seus preços, procurou-se medir as distâncias de cada uma em relação ao Noroeste Paranaense. Os resultados são apresentados no Quadro 2.

Quadro 2 – Distâncias dos principais municípios das regiões abordadas em relação ao município de Paranavaí

Regiões	Noroeste Paranaense: região de Paranavaí
Centro Oeste Paranaense: região de Araruna	149 km
Sudeste Mato-grossense-do-sul: região de Ivinhema	226 km
Extremo Sul Mato-grossense-do-sul: região Naviraí	229 km
Assis no Estado de São Paulo: região de Assis	293 km
Extremo Oeste Paranaense: região Marechal Cândido Rondon	331 km

Fonte: Google Maps (2012).

Conforme verificado na Tabela 05 a região que apresentou o maior preço médio da fécula foi o Centro Oeste Paranaense, seguido pela região do Extremo Oeste Paranaense, Assis, Sudeste Mato Grossense do Sul e Extremo Sul Mato Grossense do Sul. Ao analisar as distâncias físicas de cada uma em relação ao mercado base a região mais distante o mercado base é o Extremo Oeste Paranaense, seguida da região de Assis, Extremo Sul Mato Grossense do Sul, Sudeste Mato Grossense do Sul e o Centro Oeste Paranaense. Portanto, com exceção do Centro Oeste Paranaense, as regiões apresentam aumentos nos preços médios conforme se distanciam do mercado base.

Como a análise descritiva dos dados sinalizou possível relação entre os mercados torna-se necessário identificar as relações de longo prazo entre os mesmos. Porém, para tal, primeiramente se aplica os testes de estacionaridade das séries.

A Tabela 8 apresenta os resultados dos testes Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron para a detecção de raiz unitária, em suas especificações: modelo completo, sem tendência e sem tendência e intercepto, para as séries abordadas.

Tabela 8 – Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) para os preços nominais da fécula

Série	Lags*	ADF			PPH			Ordem de Integração
		τ	τ_{μ}	τ_{τ}	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	
Nível								
<i>lnF_Ass</i>	1	1,1150 ^{ns}	-2,2860 ^{ns}	-2,4320 ^{ns}	1,5250 ^{ns}	-2,2060 ^{ns}	-2,1920 ^{ns}	I(1)
<i>lnF_Cop</i>	5	0,7080 ^{ns}	-3,0230 ^{ns}	-3,3410 ^{ns}	1,2070 ^{ns}	-2,2200 ^{ns}	-2,3080 ^{ns}	I(1)
<i>lnF_Eop</i>	4	0,8400 ^{ns}	-2,3470 ^{ns}	-2,6030 ^{ns}	1,3340 ^{ns}	-2,1900 ^{ns}	-2,2300 ^{ns}	I(1)
<i>lnF_Nop</i>	3	0,9880 ^{ns}	-2,1920 ^{ns}	-2,4120 ^{ns}	1,3660 ^{ns}	-2,0620 ^{ns}	-2,1520 ^{ns}	I(1)
<i>lnF_Esm</i>	5	0,6720 ^{ns}	-2,9520 ^{ns}	-3,2470 ^{ns}	1,1220 ^{ns}	-2,2020 ^{ns}	-2,2880 ^{ns}	I(1)
<i>lnF_Ssm</i>	3	1,0320 ^{ns}	-2,1930 ^{ns}	-2,4230 ^{ns}	1,3730 ^{ns}	-2,0340 ^{ns}	-2,1410 ^{ns}	I(1)
Primeira diferença								
<i>lnF_Ass</i>	2	-4,9560 [*]	-5,0880 [*]	-5,0680 [*]	-7,3660 [*]	-7,4880 [*]	-7,4670 [*]	I(0)
<i>lnF_Cop</i>	4	-3,0250 [*]	-3,1390 [*]	-3,1250 ^{ns}	-7,9680 [*]	-8,0600 [*]	-8,0370 [*]	I(0)
<i>lnF_Eop</i>	2	-5,2410 [*]	-5,3870 [*]	-5,3700 [*]	-7,8730 [*]	-7,9890 [*]	-7,9660 [*]	I(0)
<i>lnF_Nop</i>	2	-4,9450 [*]	-5,0720 [*]	-5,0520 [*]	-7,6000 [*]	-7,7160 [*]	-7,6900 [*]	I(0)
<i>lnF_Esm</i>	4	-3,1080 [*]	-3,2090 [*]	-3,1900 [*]	-7,7230 [*]	-7,7960 [*]	-7,7710 [*]	I(0)
<i>lnF_Ssm</i>	2	-4,9310 [*]	-5,0690 [*]	-5,0470 [*]	-7,6920 [*]	-7,8050 [*]	-7,7720 [*]	I(0)

^{ns} não rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1% de significância e ^{*} rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1% de significância

^a Para definir o número de *lags* utilizou-se a menor defasagem conforme o Critério de Akaike e Schwartz.

Fonte: Informações da pesquisa.

Legenda: S: Sem correção sazonal, C: Com correção sazonal, lnF_ “Região”: Preços em ln, EOP: Extremo-Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP: Centro-Oeste Paranaense (região de Araruna), NOP: Noroeste Paranaense (região de Paranavaí), ESM: Extremo-Sul Sul-mato-grossense (região de Naviraí), SSM: Sudeste Sul-mato-grossense (região de Ivinhema), ASS: Assis SP (região de Assis).

A análise da Tabela 8 para os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), apontou que as séries são não estacionárias em nível e estacionárias nas primeiras diferenças. Significa dizer que são integradas de ordem 1, ou seja $I(1)$. No entanto, o teste ADF apontou que série do Centro Oeste Paranaense com correção sazonal é não estacionária em primeira diferença no modelo completo. Portanto, para completar os resultados obtidos optou-se pelo teste KPSS, cuja metodologia difere dos anteriores. A Tabela 10 apresenta os resultados das probabilidades dos testes KPSS.

Tabela 9 – Teste de Raiz Unitária KPSS para os preços da fécula

Série	Lags*	KPSS		Ordem
		τ_μ	τ_τ	
Nível		5% : 0.463	5% : 0.146	
<i>lnF_Ass</i>	1	1,9200 *	0,3540 *	I(1)
<i>lnF_Cop</i>	5	0,7120 *	0,1310 * ^{10%}	I(1)
<i>lnF_Eop</i>	4	0,7580 *	0,1600 *	I(1)
<i>lnF_Nop</i>	3	1,0600 *	0,1860 *	I(1)
<i>lnF_Esm</i>	5	0,6730 *	0,1260 * ^{10%}	I(1)
<i>lnF_Ssm</i>	3	1,0600 *	0,1800 *	I(1)
Primeira diferença				
<i>lnF_Ass</i>	2	0,1970 ^{ns}	0,1790 ^{ns 1%}	I(0)
<i>lnF_Cop</i>	4	0,1540 ^{ns}	0,1430 ^{ns}	I(0)
<i>lnF_Eop</i>	2	0,1950 ^{ns}	0,1820 ^{ns 1%}	I(0)
<i>lnF_Nop</i>	2	0,1740 ^{ns}	0,1650 ^{ns 1%}	I(0)
<i>lnF_Esm</i>	4	0,1420 ^{ns}	0,1320 ^{ns}	I(0)
<i>lnF_Ssm</i>	2	0,1700 ^{ns}	0,1610 ^{ns 1%}	I(0)

Os valores críticos para a hipótese nula de que a variável é estacionária para o modelo τ_μ são 10%: 0.347 5% : 0.463 2.5%: 0.574 1% : 0.739 e para o modelo τ_τ 10%: 0.119 5% : 0.146 2.5%: 0.176 1% : 0.216;

^{ns} não rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1% de significância e * rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 5% de significância; ^a Para definir o número de *lags* utilizou-se a menor defasagem conforme o Critério de Akaike e Schwartz.

Fonte: Informações da pesquisa.

Legenda: S: Sem correção sazonal, C: Com correção sazonal, lnF_ “Região”: Preços em ln, EOP: Extremo-Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP: Centro-Oeste Paranaense (região de Araruna), NOP: Noroeste Paranaense (região de Paranavaí), ESM: Extremo-Sul Sul-mato-grossense (região de Naviraí), SSM: Sudeste Sul-mato-grossense (região de Ivinhema), ASS: Assis SP (região de Assis).

O teste KPSS rejeitou a hipótese nula de que as séries sejam estacionárias em nível e não rejeitou a hipótese nula de estacionaridade para as séries em primeira diferença, inclusive para os preços da região Centro Oeste Paranaense. Portanto, os testes permitem concluir que as séries são estacionárias em primeira diferença. Após identificação da ordem de integração das variáveis realizou-se o teste de cointegração, visando encontrar o centro formador de preços. A Tabela 10 apresenta os resultados do teste de cointegração de Johansen em suas aplicabilidades: Traço e λ máxima.

Tabela 10 – Teste de cointegração para identificar os parâmetros determinísticos

Traço		λ máxima	
Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa
$r \leq 0$	$r > 0$	$r = 0$	$r = 1$
$r \leq 1$	$r > 1$	$r = 1$	$r = 2$
$r \leq 2$	$r > 2$	$r = 2$	$r = 3$
$r \leq 3$	$r > 3$	$r = 3$	$r = 4$
$r \leq 4$	$r > 4$	$r = 4$	$r = 5$
$r \leq 5$	$r > 5$	$r = 5$	$r = 6$

Fonte: Informações da pesquisa.

Sem Correção: modelo com preços nominais e sem correção sazonal; Com correção: modelo com preços nominais e com correção sazonal.

** Rejeita a hipótese nula com 1% de significância, ^{ns} não rejeita a hipótese nula com 1% de significância.

Os valores obtidos para as estatísticas do Traço e λ máximo rejeitaram a Hipótese Nula de nenhuma cointegração, apontando mais do que quatro cointegrações para a estatística do traço, e cinco cointegrações para a estatística do λ máximo. Para que as regiões se cointegrem no longo prazo (pertencam ao mesmo mercado) é necessário que se encontre o número de cointegração igual à quantidade de variáveis menos um, ou seja, o exato número de cinco cointegrações confirmado pelas estatísticas. Ressalta-se que tanto para o modelo com correção sazonal e quanto sem correção sazonal, os resultados foram os mesmos. Portanto, evidencia-se que a cointegração não se deve aos ciclos sazonais.

Tabela 11 – Teste de causalidade de Granger para as variáveis de preço da fécula

Hipótese Nula		X2	Probabilidade	Resultado
<i>D.F_ASS</i>	<i>não causa D.F_COP</i>	20.375	0,1530 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_ASS</i>	<i>não causa D.F_EOP</i>	47.879	0,0290	Rejeita
<i>D.F_ASS</i>	<i>não causa D.F_ESM</i>	46.658	0,0310	Rejeita
<i>D.F_ASS</i>	<i>não causa D.F_NOP</i>	0,3787	0,5380 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_ASS</i>	<i>não causa D.F_SSM</i>	0,6586	0,4170 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_COP</i>	<i>não causa D.F_ASS</i>	0,3553	0,5510 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_COP</i>	<i>não causa D.F_EOP</i>	34.404	0,0640*	Rejeita
<i>D.F_COP</i>	<i>não causa D.F_ESM</i>	51.817	0,0230	Rejeita
<i>D.F_COP</i>	<i>não causa D.F_NOP</i>	0,5626	0,4530 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_COP</i>	<i>não causa D.F_SSM</i>	0,7518	0,3860 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_EOP</i>	<i>não causa D.F_ASS</i>	0,3350	0,5630 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_EOP</i>	<i>não causa D.F_COP</i>	23.684	0,1240 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_EOP</i>	<i>não causa D.F_ESM</i>	47.360	0,0300	Rejeita
<i>D.F_EOP</i>	<i>não causa D.F_NOP</i>	24.172	0,1200 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_EOP</i>	<i>não causa D.F_SSM</i>	0,0025	0,9600 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_ESM</i>	<i>não causa D.F_ASS</i>	18.580	0,1730 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_ESM</i>	<i>não causa D.F_COP</i>	36.074	0,0580*	Rejeita
<i>D.F_ESM</i>	<i>não causa D.F_EOP</i>	54.502	0,0200	Rejeita
<i>D.F_ESM</i>	<i>não causa D.F_NOP</i>	0,2261	0,6340 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_ESM</i>	<i>não causa D.F_SSM</i>	10.256	0,3110 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_NOP</i>	<i>não causa D.F_ASS</i>	33.069	0,0690*	Rejeita
<i>D.F_NOP</i>	<i>não causa D.F_COP</i>	13.288	0,2490 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_NOP</i>	<i>não causa D.F_EOP</i>	14.909	0,2220 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_NOP</i>	<i>não causa D.F_ESM</i>	58.422	0,0160	Rejeita
<i>D.F_NOP</i>	<i>não causa D.F_SSM</i>	0,1796	0,6720 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_SSM</i>	<i>não causa D.F_ASS</i>	15.667	0,2110 ^{ns}	Não rejeita
<i>D.F_SSM</i>	<i>não causa D.F_COP</i>	29.255	0,0870*	Rejeita
<i>D.F_SSM</i>	<i>não causa D.F_EOP</i>	50.655	0,0240	Rejeita
<i>D.F_SSM</i>	<i>não causa D.F_ESM</i>	72.594	0,0070	Rejeita
<i>D.F_SSM</i>	<i>não causa D.F_NOP</i>	11.185	0,2900 ^{ns}	Não rejeita

Fonte: Resultados da pesquisa.

^{ns} não rejeita a hipótese nula ao nível de 5%;

Legenda: D."Região": série em *ln* e primeira diferença, EOP: Extremo-Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP: Centro-Oeste Paranaense (região de Araruna), NOP: Noroeste Paranaense (região de Paranavaí), ESM: Extremo-Sul Sul-mato-grossense (região de Naviraí), SSM: Sudeste Sul-mato-grossense (região de Ivinhema), ASS: Assis SP (região de Assis) .

Conforme apontado pela Tabela 08 todas as praças devem pertencer ao mesmo mercado e seguem mesmo sentido na formação dos preços, ou seja, existe uma tendência que

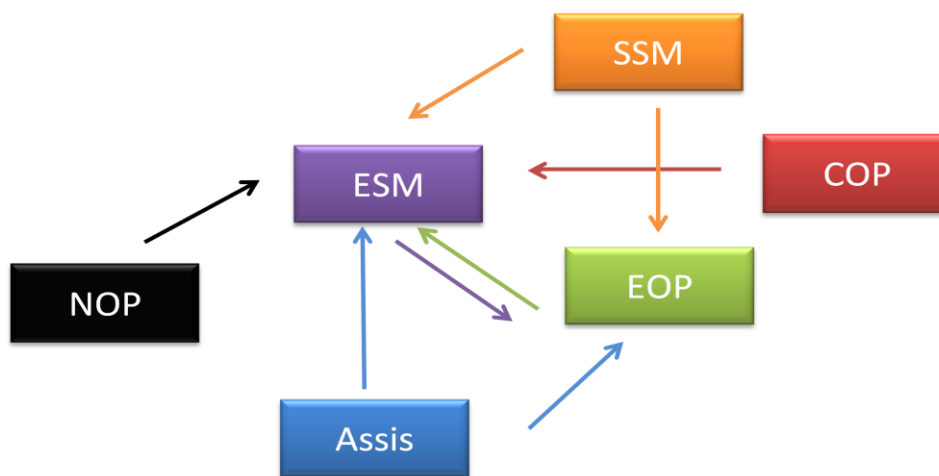
governa o comportamento dos preços em todas regiões analisadas ao longo do tempo. A adotando as hipóteses da Teoria do Preço Base e da Lei do Preço Único admite-se que tal tendência é governada pelo preço do mercado base.

Para estudar as relações de curto e longo prazo entre as regiões abordadas, foram desenvolvidas duas etapas. A primeira etapa foi analisar os comportamentos de causalidade no sentido de Granger para as regiões analisadas (curto prazo) e a segunda verificar integrações de longo-prazo entre o mercado base e as demais regiões.

Após detecção da ordem de integração, partiu-se para os testes de causalidade do tipo Granger para as regiões produtoras de fécula, apresentados na Tabela 11.

Visando complementar os resultados obtidos na Tabela 10, construiu-se uma relação gráfica das causalidades entre as regiões analisadas ao nível de confiança de 95%. Os resultados obtidos são observados na Figura 7.

Figura 7 – Resultado Teste de Causalidade Granger entre as principais regiões produtoras de fécula



Fonte: Informações da pesquisa.

Legenda: (a) Modelo sem correção sazonal, (b) Modelo com correção sazonal, EOP: Extremo-Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP: Centro-Oeste Paranaense (região de Araruna), NOP: Noroeste Paranaense (região de Paranavaí), ESM: Extremo Sul Sul Mato Grossense (região de Naviraí), SSM: Sudeste Sul Mato Grossense (região de Ivinhema), ASS: Assis SP (região de Assis) .

Os resultados do teste de causalidade do tipo Granger apresentados na Tabela 10 e na Figura 07 apontaram que a região com maiores relações de causalidade no sentido de Granger foi o Extremo Sul Mato Grossense do Sul e essa aconteceu no sentido bicausal somente com o Extremo Oeste Paranaense. O preço da fécula no Extremo Sul Mato Grossense do Sul é causado (influenciado) por todas as regiões analisadas. Os preços da fécula nas regiões de

Assis, Centro Oeste Paranaense, Sudeste Sul Mato Grossense e Noroeste Paranaense não são influenciados por nenhuma outra região.

Desse modo, as análises da causalidade do tipo Granger não apontaram uma região central, que estatisticamente, causa os preços em todas as outras regiões. Conforme teorias as apontadas esperava-se existir um mercado central capaz de influenciar os preços das outras praças produtoras de fécula. Nesse caso, o Noroeste Paranaense seria o principal causador. Os resultados apontaram que determinados choques em uma região causam mudanças nos preços de outras regiões direta e indiretamente, como é o caso do Extremo Oeste Paranaense, pois como seus preços são causados no sentido de Granger pelo Extremo Sul Mato Grossense do Sul e essa região é influenciada pelas outras praças, logo, essas passariam a influenciar indiretamente o preços na região (Extremo Oeste Paranaense).

Tabela 12 – Teste de Johansen para cointegração entre regiões produtoras de fécula dos modelos com tendência constante e linear para as séries com e sem correção sazonal

Testes - Noroeste Paranaense e Extremo Oeste Paranaense											
Constante (1)						Tendência (2)					
Traço		λ máxima				Traço		λ máxima			
H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁
r <= 0	r > 0	27,2933**	r = 0	r = 1	22,8757**	r <= 0	r > 0	38,3203**	r = 0	r = 1	32,7740**
r <= 1	r > 1	4,4176 ^{ns}	r = 1	r = 2	4,4176 ^{ns}	r <= 1	r > 1	5,5463 ^{ns}	r = 1	r = 2	5,5463 ^{ns}
Testes - Noroeste Paranaense e Centro Oeste Paranaense											
Traço		λ máxima				Traço		λ máxima			
H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁
r <= 0	r > 0	25,1133**	r = 0	r = 1	20,255**	r <= 0	r > 0	29,9120**	r = 0	r = 1	23,61289**
r <= 1	r > 1	4,8583 ^{ns}	r = 1	r = 2	4,8583 ^{ns}	r <= 1	r > 1	6,2991 ^{ns}	r = 1	r = 2	6,2991 ^{ns}
Testes - Noroeste Paranaense e Extremo Sul mato-grossense-do-sul											
Traço		λ máxima				Traço		λ máxima			
H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁
r <= 0	r > 0	33,9893**	r = 0	r = 1	30,3389**	r <= 0	r > 0	43,1969**	r = 0	r = 1	38,2849**
r <= 1	r > 1	3,6504 ^{ns}	r = 1	r = 2	3,6504 ^{ns}	r <= 1	r > 1	4,9120 ^{ns}	r = 1	r = 2	4,9120 ^{ns}
Testes - Noroeste Paranaense e Sudeste sul-mato-grossense											
Traço		λ máxima				Traço		λ máxima			
H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁
r <= 0	r > 0	31,1909**	r = 0	r = 1	26,2553**	r <= 0	r > 0	32,4369**	r = 0	r = 1	26,4503**
r <= 1	r > 1	4,9355 ^{ns}	r = 1	r = 2	4,9355 ^{ns}	r <= 1	r > 1	5,9866 ^{ns}	r = 1	r = 2	5,9866 ^{ns}
Testes - Noroeste Paranaense e Assis											
Traço		λ máxima				Traço		λ máxima			
H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁
r <= 0	r > 0	30,5939**	r = 0	r = 1	26,1346**	r <= 0	r > 0	33,0620**	r = 0	r = 1	27,4464**
r <= 1	r > 1	4,4592 ^{ns}	r = 1	r = 2	4,4592 ^{ns}	r <= 1	r > 1	5,6156 ^{ns}	r = 1	r = 2	5,6156 ^{ns}

Fonte: Informações da pesquisa.

** Rejeita a hipótese nula com 5% de significância, ^{ns} não rejeita a hipótese nula com 5% de significância.

Após análises de curto prazo das variáveis e suas ordens de integração, partiu-se para a identificação dos comportamentos de longo prazo entre as regiões¹³. Para tal finalidade utilizou-se o teste de Johansen em suas vertentes do Traço e λ máximo, visando melhor especificação dos modelos. Esses foram testados para a especificação onde há um intercepto no modelo Vetorial de Correção de Erros e uma constante implícita no Termo de Correção de Erro (1) e a especificação onde há um intercepto no VEC e tendência linear no Termo de Correção de Erro (2). Os resultados são apresentados na Tabela 12.

As estatísticas Traço e λ máximo para o modelo (1) rejeitaram a Hipótese Nula de nenhuma cointegração, apontando a relação de uma cointegração para a estatística do Traço e de uma cointegração em favor de nenhuma para a estatística do λ máximo e a especificação com (2) apontou os mesmos resultados. No entanto, não foi possível rejeitar a hipótese nula de uma cointegração em favor de duas para ambas as estatísticas.

Objetivando encontrar a melhor especificação testou-se os dois casos por meio dos Critério de Akaike e Schwarz. O resultados apontaram que o modelo (1)¹⁴ seria estatisticamente o mais apropriado, tornado possível análises de longo prazo entre as séries por meio do Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC). A Tabela 13 apresenta as estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo para as relações entre a região Noroeste Paranaense e as demais regiões.

As estimativas dos parâmetros de longo prazo do modelo VEC indicaram que variações nos preços da fécula de mandioca no Noroeste Paranaense são transferidas menos que proporcionalmente, em torno de 95%, para todas as regiões em ambas as séries, com exceção do Sudeste Sul Mato Grossense, onde as transferências são mais que proporcionais. Tais relações de transmissão denotaram uma relação inelástica, em que a determinação dos preços da fécula nas regiões abordadas são fortemente influenciadas pelas as variações nos preços da fécula no Noroeste Paranaense, confirmando o que se esperava.

Quanto aos comportamentos de curto prazo, a relação entre o Noroeste Paranaense e o Centro Oeste Paranaense indicou que os desequilíbrios de curto prazo tendem a ser corrigidos com velocidade de ajuste de 73,38% em cada período para o Centro Oeste Paranaense e em

¹³ Como o teste de causalidade do tipo Granger refere-se ao curto prazo, o Noroeste Paranaense foi mantido como mercado base.

¹⁴ Onde há um intercepto no modelo Vetorial de Correção de Erros e uma constante implícita no Termo de Correção de Erro.

14,12% para o Noroeste Paranaense, apontando que os desequilíbrios seriam eliminados lentamente na última praça.

Tabela 13 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC)

Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (α)	Estimativas dos parâmetros de longo prazo (β)
<i>lnF_Nop</i>	-0,141233 0,3536693	-0,984981 0,0113028
<i>lnF_Cop</i>	-0,7338 0,3422172	1
<i>lnF_Nop</i>	-0,1107716 0,2074513	-0,9413292 0,0198154
<i>lnF_Eop</i>	-0,4454993 0,1962772	1
<i>lnF_Nop</i>	-0,4835721 0,2709714	-0,988905 0,0155887
<i>lnF_Esm</i>	-0,8323794 0,2632134	1
<i>lnF_Nop</i>	-0,3230934 0,321596	-100,778 0,0096233
<i>lnF_Ssm</i>	-0,8553587 0,3340603	1
<i>lnF_Nop</i>	-0,2559031 0,2355614	-0,9632525 0,0146254
<i>lnF_Ass</i>	-0,6548936 0,2154087	1

Fonte: Resultados da pesquisa.

Legenda: *lnF_“Região”*: Preços da fécula em ln, “Região”- EOP: Extremo-Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP: Centro-Oeste Paranaense (região de Araruna), NOP: Noroeste Paranaense (região de Paranaíba), ESM: Extremo Sul Sul Mato Grossense (região de Naviraí), SSM: Sudeste Sul Mato Grossense (região de Ivinhema), ASS: Assis SP (região de Assis).

Na região do Extremo Oeste Paranaense, a velocidade de ajuste de desequilíbrios transitórios no preço da fécula foi de 65,48% enquanto que para o mercado base foi de 11,07% . Para a região de Assis onde sua velocidade de ajuste foi de 66,24% e a do mercado base de 25,59% . As regiões pertencentes ao Mato Grosso do Sul apresentaram velocidades elevadas tanto no mercado secundário quanto no mercado formador de preços.

Desse modo, os comportamentos evidenciaram que no curto prazo os desequilíbrios seriam eliminados mais rapidamente nos mercados secundários do que no mercado base. Com o intuito de testar a Lei do Preço Único e o grau de interação entre os mercados, foi imposta a restrição de longo prazo tornando os parâmetros β de ambas variáveis iguais a 1. Os resultados obtidos podem ser observados na Tabela 14.

A imposição de restrições aos coeficientes, conforme exposto na Tabela 14, apontou mudanças tanto nas velocidades de ajustamento no mercado base quanto nos mercados secundários. Para as relações do Noroeste Paranaense com o Sudeste Sul Mato Grossense os valores de ambas as velocidades se reduziram. A velocidade de ajuste de desequilíbrios transitórios no preço da fécula do mercado base se reduziu e do mercado secundário se elevou na relação com o Extremo Oeste Paranaense. Nas demais relações, verificou-se um aumento nas velocidades de ajustamento para todos os mercados. Desse modo, as elevações nos coeficientes de curto prazo do Noroeste Paranaense reforçaram o comportamento dinâmico do mercado.

Tabela 14 - Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) com restrições

Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (α) levando em consideração as restrições sobre β	Restrições sobre os parâmetros de longo prazo (β)
<i>lnF_Nop</i>	0,079208 0,34282	-1
<i>lnF_Cop</i>	-0,51454 0,34282	1
<i>lnF_Nop</i>	0,127952 0,18293	-1
<i>lnF_Eop</i>	-0,14807 0,17628	1
<i>lnF_Nop</i>	-0,41233 0,2784	-1
<i>lnF_Esm</i>	-0,78635 0,27097	1
<i>lnF_Nop</i>	-0,40514 0,31686	-1
<i>lnF_Ssm</i>	-0,92048 0,32833	1
<i>lnF_Nop</i>	-0,04189 0,23435	-1
<i>lnF_Ass</i>	-0,43492 0,21765	1

Fonte: Informações da pesquisa.

Legenda: *lnF_“Região”*: Preços da fécula em ln, “Região”- EOP: Extremo-Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP: Centro-Oeste Paranaense (região de Araruna), NOP: Noroeste Paranaense (região de Paranavaí), ESM: Extremo Sul Sul Mato Grossense (região de Naviraí), SSM: Sudeste Sul Mato Grossense (região de Ivinhema), ASS: Assis SP (região de Assis).

Para confirmar se as imposições das restrições foram significativas e se a Lei do Preço Único é aplicável para explicar as interações entre os mercados, torna-se necessário testar

estatisticamente por meio do teste χ^2 a restrição de que β assume valor igual a um para o mercado base ($\beta_{11} = \beta_{21} = 1$). Os resultados podem ser observados na Tabela 15.

Os resultados obtidos na Tabela 15 apontam que as probabilidades de se cometer o erro *Tipo I*¹⁵ foram elevadas para as relações com o Extremo Sul do Mato Grosso do Sul (51%) e o Centro Oeste do Paraná (45%) e em menores intensidades com o Sudeste do Mato Grosso do Sul (24%). Para as demais regiões foi possível rejeitar a hipótese nula de que os parâmetros restritos não são significativos ($\beta_{11} \neq \beta_{21} \neq 1$) em ambas especificações da séries. Portanto, para as regiões do Extremo Oeste Paranaense e Assis a Lei do Preço Único foi comprovada, de forma que as variações de longo prazo nos preços do mercado base (Noroeste Paranaense) são plenamente transferidas para os mesmos confirmando a interação entre tais mercados.

Tabela 15 – Teste de significância de restrição sobre os parâmetros de longo prazo dos vetores de cointegração para as relações como o mercado base

Variável	χ^2	Graus de liberdade	Valor da probabilidade
<i>lnF_Cop</i>	1,355243	1	0,244364
<i>lnF_Eop</i>	5,36165	1	0,020584
<i>lnF_Esm</i>	0,421027	1	0,516425
<i>lnF_Ssm</i>	0,559747	1	0,454362
<i>lnF_Ass</i>	5,250342	1	0,021942

Fonte: Informações da pesquisa

Legenda: *lnF_Região*: Preços da fécula em ln, “Região”- EOP: Extremo-Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP: Centro-Oeste Paranaense (região de Araruna), NOP: Noroeste Paranaense (região de Paranavaí), ESM: Extremo Sul Sul Mato Grossense (região de Naviraí), SSM: Sudeste Sul Mato Grossense (região de Ivinhema), ASS: Assis SP (região de Assis).

A Tabela 16 aponta as estatísticas obtidas pela a decomposição da variância dos erros de previsão para cada conjunto de regiões como o mercado base. Nesse caso, os choques não antecipados sobre qualquer variável duraram no máximo vinte e quatro meses. Na primeira linha da Tabela encontram-se todas as relações do mercado base com as demais regiões, que primeiramente segue o percentual da variância dos erros de previsão em função de choques não antecipados sobre as demais regiões e, posteriormente, os erros de previsões em função desses mesmos choques no próprio mercado.

¹⁵ Rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes dos parâmetros restritos não são significativos conjuntamente, sendo eles diferentes de um, quando na verdade são.

Tabela 16 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem

Variável Impulso	Step	<i>lnF_Cop</i>	<i>lnF_Nop</i>	<i>lnF_Eop</i>	<i>lnF_Nop</i>	<i>lnF_Esm</i>	<i>lnF_Nop</i>	<i>lnF_Ssm</i>	<i>lnF_Nop</i>	<i>lnF_Ass</i>	<i>lnF_Nop</i>
<i>lnF_Nop</i>	1	0	0,154717	0	0,169944	0	0,162042	0	0,081755	0	0,16579
	6	0,096299	0,123267	0,162521	0,244934	0,3057	0,379527	0,101239	0,124843	0,123981	0,176555
	12	0,156762	0,169164	0,211226	0,258103	0,42419	0,465445	0,155669	0,166239	0,226406	0,254448
	18	0,181217	0,188797	0,23108	0,262511	0,472757	0,50002	0,17273	0,179359	0,269096	0,28688
	24	0,19298	0,198377	0,241245	0,264697	0,497369	0,517538	0,180815	0,185637	0,290401	0,303229
<i>lnF_Cop</i>	1	1	0,845283								
	6	0,903701	0,876733								
	12	0,843238	0,830836								
	18	0,818783	0,811203								
	24	0,80702	0,801623								
<i>lnF_Eop</i>	1			1	0,830056						
	6			0,837479	0,755066						
	12			0,788774	0,741897						
	18			0,76892	0,737489						
	24			0,758755	0,735303						
<i>lnF_Esm</i>	1					1	0,837958				
	6					0,6943	0,620473				
	12					0,57581	0,534555				
	18					0,527243	0,49998				
	24					0,502631	0,482462				
<i>lnF_Ssm</i>	1							1	0,918245		
	6							0,898761	0,875157		
	12							0,844331	0,833761		
	18							0,82727	0,820641		
	24							0,819185	0,814363		
<i>lnF_Ass</i>	1									1	0,918245
	6									0,876019	0,875157
	12									0,773594	0,833761
	18									0,730904	0,820641
	24									0,709599	0,814363

Fonte: Informações da pesquisa.

Legenda: *lnF_“Região”*: Preços da fécula em ln, “Região”- EOP: Extremo-Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP: Centro-Oeste Paranaense (região de Araruna), NOP: Noroeste Paranaense (região de Paranavaí), ESM: Extremo Sul Sul Mato Grossense (região de Naviraí), SSM: Sudeste Sul Mato Grossense (região de Ivinhema), ASS: Assis SP (região de Assis).

Em cada bloco de linhas são apresentados os percentuais da variância dos erros de previsão não antecipados nas demais regiões sobre elas mesmas na primeira coluna, sendo essas respectivamente o Centro Oeste Paranaense, Extremo Oeste Paranaense, Extremo Sul Mato Grossense do Sul, Sudeste Mato Grossense do Sul e a região de Assis e, na segunda coluna de cada bloco, são indicados os percentuais desses mesmos choques sobre o mercado base.

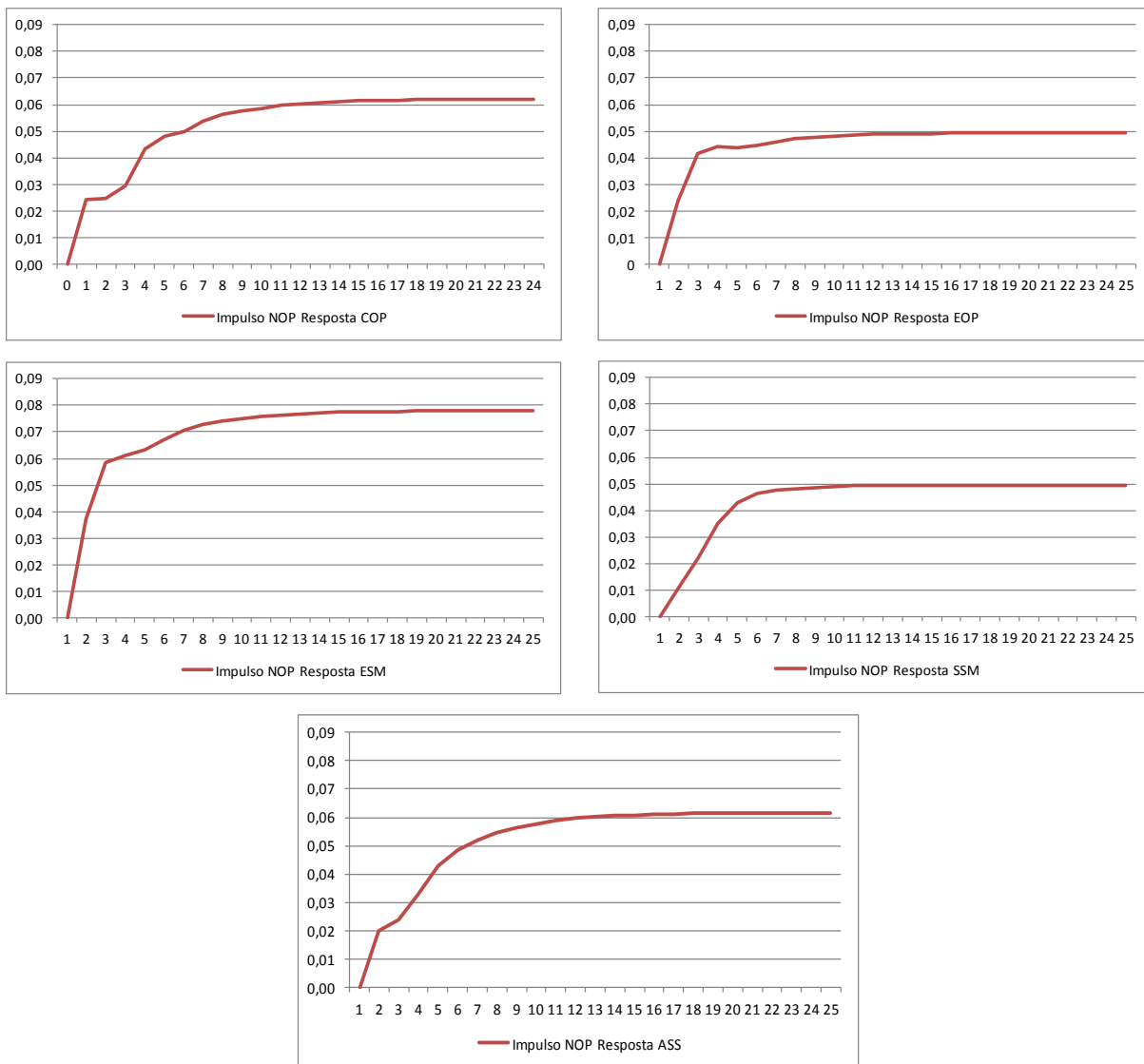
A Tabela 16 indicou que, passados 24 meses após um choque não antecipado no Noroeste Paranaense (mercado base) em relação ao Centro Oeste Paranaense, somente 19,83% da variância dos erros de previsão foram atribuídas a ela mesma, e 19,29% da sua decomposição da variância dos erros de previsão são atribuídos ao Centro Oeste Paranaense. Em relação ao Extremo Oeste Paranaense, 26,46% foram atribuídas a ela mesma (mercado base) e 24,12% ao mercado em questão. No Extremo Sul Mato Grossense do Sul a relação foi 51,75% sobre ela mesma e 49,73% sobre a região abordada. Para o Sudeste Mato Grossense do Sul 18,56% foram atribuídas ao Noroeste Paranaense e 18,08% para a região. Por fim, para a região de Assis, choques não antecipados no mercado base, após 24 meses, foram 30,32% atribuídos a ele mesmo e 29,04% à região de Assis.

Ao analisar choques não antecipados em cada região sobre as próprias e no mercado base, após 24 meses, verificou-se que um choque no Centro Oeste Paranaense explica 80,70% a variância de seus erros e 80,16% as do mercado base; para Extremo Oeste Paranaense a relação foi de 75,87% sobre ela mesma e 73,53% para o base; no Extremo Sul Mato Grossense do Sul teve-se 50,26% sobre seu próprio comportamento e 48,24% sobre o base; para a região de Assis 81,91% das variâncias nos erros foram explicadas por choques não antecipado sobre a própria variável e 61% sobre o mercado base. O Sudeste Mato Grossense do Sul também apresentou elevada relação para a explicação da decomposição dos seus erros de previsão dado por um choque não antecipado na própria variável (70,95%) e o mesmo choque para o Noroeste Paranaense (81,43%). Portanto, as análises das decomposições das variâncias dos erros apontaram que os preços estão interligadas entre o mercado base e as demais regiões no longo prazo.

A Figura 08 visa apresentar maiores explicações sobre os comportamento dos choques não antecipados nos preços do mercado base em relação ao outros mercados produtores de fécula. As relações de impulso resposta apontam que um choque não antecipado nos preços do Noroeste Paranaense causa forte elevação, no primeiro mês, em todas as outras regiões em análise. Ressalta-se que para as praças do Extremo Oeste Paranaense, Extremo Sul Mato

Grossense do Sul tal elevação é mais intensa nos primeiros meses, mantendo-se nos períodos seguintes. Para a última o choque é mais intenso e apresenta maior impacto.

Figura 8 – Funções Resposta para os preços de fécula do Noroeste Paranaense e demais regiões produtoras



Fonte: Informações da pesquisa.

Legenda: EOP - Extremo-Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP - Centro-Oeste Paranaense (região de Araruna), NOP - Noroeste Paranaense (região de Paranavaí), ESM - Extremo Sul Sul Mato Grossense (região de Naviraí), SSM - Sudeste Sul Mato Grossense (região de Ivinhema), ASS - Assis SP (região de Assis).

Em relação ao Centro Oeste Paranaense, Sudeste Sul Mato Grossense do Sul e a região de Assis, os comportamentos de elevação são menos intensos, ou seja, com taxas de crescimento menores do que as regiões anteriores. Para todo praças os efeitos de um choque

não antecipado nos preços do Noroeste Paranaense chega a durar por aproximadamente 20 meses até os preços se estabilizarem novamente. Desse modo pode-se, mais uma vez, identificar uma relação estatística dos preços das demais regiões produtoras de fécula com o possível mercado formador de preços.

5.1.2. O modelo de transmissão nos preços entre níveis de mercado

O modelo de transmissão assimétrica dos preços foi implementado com a finalidade de verificar se os acréscimos nos preços da fécula foram transmitidos para o mercado da raiz em intensidades diferentes aos decréscimos, objetivando testar a competitividade do agronegócio da mandioca. Os procedimentos adotados foram testar a estacionariedade das séries de aumento e queda nos preços da fécula e nos preços da raiz, identificar as relações de causalidade do tipo Granger e verificar as relações de longo prazo entre os preços da raiz e os comportamentos de aumento e queda nos preços da fécula. Após identificadas as relações de longo prazo, adotou-se o melhor modelo para estimar as relações entre os preços.

Assim, partiu-se para a análise da integração entre cada variável por meio dos testes de raiz unitária Dickey Fuller Aumentado, Phillips Perron e de estacionariedade KPSS. Os resultados são apresentados na Tabela 17.

Os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), indicaram que as séries eram não estacionárias em nível e estacionárias nas primeiras diferenças, ou seja, as séries seriam $I(1)$. Para algumas variáveis em nível foi possível identificar que essas eram $I(0)$ para modelo sem intercepto e sem tendência para o ADF. No teste PP todas as séries de aumentos e quedas são $I(0)$ para o modelo sem intercepto e sem tendência. Em primeira diferença todas as séries são estacionárias, $I(0)$, com exceção dos preços da raiz no Extremo Sul Mato Grossense do Sul para o modelo completo. Portanto, frente à tais resultados torna-se necessário a aplicação do teste KPSS para que se possa confirmar-los. As estatísticas expostas na Tabela 18 são referentes ao teste, qual apresentam como hipótese nula a estacionariedade das séries.

Tabela 17 – Teste de Raiz Unitária de Dickey Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) para as variáveis de preços da raiz e de quedas e aumentos nos preços da fécula

Série	Lags*	ADF						PPH						Ordem
		τ		τ_{μ}		τ_{τ}		τ		τ_{μ}		τ_{τ}		
Nível														
<i>lnR_Ass</i>	1	0,907	ns	-2,473	ns	-2,506	ns	1,452	ns	-2,531	ns	-2,296	ns	I(1)
<i>lnF_AssA</i>	1	2,527	ns 1%	-2,006	ns	-3,2270	ns	3,575	*	-2,3580	ns	-3,0880	ns	I(1)
<i>lnF_AssQ</i>	1	2,2300	ns1%	-1,4980	ns	-1,0190	ns	3,7790	*	-1,5950	ns	-0,5940	ns	I(1)
<i>lnR_Cop</i>	1	0,9830	ns	-2,1430	ns	-2,3170	ns	1,3070	ns	-1,9920	ns	-2,0400	ns	I(1)
<i>lnF_CopA</i>	1	2,5920	ns 1%	-1,8070	ns	-3,1180	ns	3,5460	*	-2,0150	ns	-2,9010	ns	I(1)
<i>lnF_CopQ</i>	1	2,8940	*	-1,5070	ns	-0,7700	ns	4,3310	*	-1,5340	ns	-0,5080	ns	I(1)
<i>lnR_Eop</i>	4	0,5600	ns	-2,5740	ns	-2,8720	ns	1,1030	ns	-2,1690	ns	-2,1840	ns	I(1)
<i>lnF_EopA</i>	4	1,8410	ns 1%	-1,5540	ns	-3,6940	ns 1%	3,2840	*	-1,9180	ns	-2,9850	ns	I(1)
<i>lnF_EopQ</i>	1	2,7510	*	-1,2390	ns	-1,0190	ns	4,0660	*	-1,2250	ns	-0,7650	ns	I(1)
<i>lnR_Nop</i>	3	0,8110	*	-2,3360	ns	-2,6170	ns	1,1970	ns	-1,9880	ns	-2,1110	ns	I(1)
<i>lnF_NopA</i>	1	2,6910	*	-1,9670	ns	-3,1460	ns	3,9260	*	-2,2920	ns	-2,9700	ns	I(1)
<i>lnF_NopQ</i>	1	2,5370	ns 1%	-1,6520	ns	-0,9430	ns	3,8070	*	-1,7240	ns	-0,6400	ns	I(1)
<i>lnR_Esm</i>	5	0,5090	ns	-2,9810	*	-3,4040	ns	1,0770	ns	-2,2990	ns	-2,3430	ns	I(1)
<i>lnF_EsmA</i>	1	2,6850	*	-2,0350	ns	-3,1400	ns	3,6610	*	-2,17	ns	-2,8240	ns	I(1)
<i>lnF_EsmQ</i>	1	2,7920	*	-1,5990	ns	-0,9490	ns	3,8990	*	-1,6180	ns	-0,7340	ns	I(1)
<i>lnR_Ssm</i>	5	0,6380	*	-2,8790	ns	-3,1600	ns	1,1040	ns	-2,4500	ns	-2,4860	ns	I(1)
<i>lnF_SsmA</i>	1	2,7050	*	-1,5820	ns	-3,0310	ns	3,7860	*	-1,8830	ns	-2,8590	ns	I(1)
<i>lnF_SsmQ</i>	1	2,7510	*	-1,4210	ns	-0,9890	ns	4,1270	*	-1,4400	ns	-0,7010	ns	I(1)
Primeira diferença														
<i>lnR_Ass</i>	1	-5,6270	*	-5,725	*	-5,734	*	-6,74	*	-6,854	*	-6,874	*	I(0)
<i>lnF_AssA</i>	1	-5,9620	*	-7,4330	*	-7,5990	*	-6,8350	*	-8,0770	*	-8,1820	*	I(0)
<i>lnF_AssQ</i>	1	-4,7450	*	-6,0880	*	-6,2520	*	-5,6930	*	-7,0620	*	-7,1900	*	I(0)
<i>lnR_Cop</i>	1	-7,3670	*	-7,5020	*	-7,4800	*	-7,9420	*	-8,0450	*	-8,0230	*	I(0)
<i>lnF_CopA</i>	1	-6,2620	*	-7,7700	*	-7,9010	*	-7,2610	*	-8,5060	*	-8,5860	*	I(0)
<i>lnF_CopQ</i>	2	-3,1020	*	-4,3960	*	-4,5840	*	-6,3050	*	-8,3300	*	-8,4640	*	I(0)
<i>lnR_Eop</i>	3	-3,4720	*	-3,5500	*	-3,5210	*	-7,0290	*	-7,1240	*	-7,1120	*	I(0)
<i>lnF_EopA</i>	1	-6,137	*	-7,8190	*	-7,9460	*	-7,4130	*	-8,8450	*	-8,9140	*	I(0)
<i>lnF_EopQ</i>	1	-5,2570	*	-6,9380	*	-7,0330	*	-6,5850	*	-8,2430	*	-8,3040	*	I(0)
<i>lnR_Nop</i>	2	-4,5810	*	-4,6960	*	-4,6830	*	-7,2620	*	-7,3600	*	-7,3360	*	I(0)
<i>lnF_NopA</i>	1	-5,7740	*	-7,4650	*	-7,6470	*	-6,5840	*	-8,0100	*	-8,1250	*	I(0)
<i>lnF_NopQ</i>	2	-3,5760	*	-4,8240	*	-5,0520	*	-6,3940	*	-7,9950	*	-8,1540	*	I(0)
<i>lnR_Esm</i>	4	-2,8440	*	-2,9360	*	-2,9070	ns	-7,4430	*	-7,5410	*	-7,5340	*	I(0)
<i>lnF_EsmA</i>	1	-6,0330	*	-7,6350	*	-7,8190	*	-7,1700	*	-8,5610	*	-8,6830	*	I(0)
<i>lnF_EsmQ</i>	2	-3,6300	*	-4,9880	*	-5,1990	*	-6,9810	*	-8,7110	*	-8,8470	*	I(0)
<i>lnR_Ssm</i>	4	-3,3160	*	-3,4260	*	-3,4110	*	-8,1920	*	-8,2850	*	-8,2680	*	I(0)
<i>lnF_SsmA</i>	1	-6,0960	*	-7,7630	*	-7,8760	*	-6,8610	*	-8,1610	*	-8,2050	*	I(0)
<i>lnF_SsmQ</i>	2	-3,4350	*	-4,7700	*	-4,9290	*	-6,3430	*	-8,1150	*	-8,2160	*	I(0)

Fonte: Informações da pesquisa.

^{ns} não rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1% de significância e * rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1% de significância

^a Para definir o número de lags utilizou-se a menor defasagem conforme o Critério de Akaike e Schwartz.

Fonte: Informações da pesquisa.

Legenda: EOP: Extremo-Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP: Centro-Oeste Paranaense (região de Araruna), NOP: Noroeste Paranaense (região de Paranavai), ESM: Extremo-Sul Sul-mato-grossense (região de Naviraí), SSM: Sudeste Sul-mato-grossense (região de Ivinhema), ASS: Assis SP (região de Assis). Variáveis seguidas da letra A representam os aumentos de preços e seguidas de Q as quedas.

Os resultados do teste KPSS apontaram que as variáveis são não estacionárias em nível e estacionária em primeira diferença. Ressalta-se que para as séries $I(0)$ em nível

apontadas anteriormente pelos testes ADF e PP, o teste confirmou que essas eram $I(0)$ em primeira diferença.

Tabela 18 – Teste de Raiz Unitária KPSS para os preços da raiz e para as variáveis de quedas e aumentos nos preços da fécula

Série	Lags*	KPSS		Ordem
		τ_{μ}	τ_{τ}	
Nível		5% : 0,463	5% : 0,146	
<i>lnR_Ass</i>	1	2,1500 *	0,3240 *	I(1)
<i>lnF_AssA</i>	1	6,1400 *	0,5560 *	I(1)
<i>lnF_AssQ</i>	1	6,2700 *	1,1900 *	I(1)
<i>lnR_Cop</i>	1	2,0700 *	0,3500 *	I(1)
<i>lnF_CopA</i>	1	6,2400 *	0,4600 *	I(1)
<i>lnF_CopQ</i>	1	6,4000 *	1,1700 *	I(1)
<i>lnR_Eop</i>	4	0,8140 *	0,1510 *	I(1)
<i>lnF_EopA</i>	4	2,5900 *	0,2210 *	I(1)
<i>lnF_EopQ</i>	1	6,3400 *	1,1600 *	I(1)
<i>lnR_Nop</i>	3	1,1900 *	0,1840 *	I(1)
<i>lnF_NopA</i>	1	0,3790 * ^{10%}	0,5810 *	I(1)
<i>lnF_NopQ</i>	1	0,4390 * ^{10%}	1,1800 *	I(1)
<i>lnR_Esm</i>	5	0,7340 *	0,1190 * ^{10%}	I(1)
<i>lnF_EsmA</i>	1	6,2100 *	0,6270 *	I(1)
<i>lnF_EsmQ</i>	1	6,2900 *	1,2200 *	I(1)
<i>lnR_Ssm</i>	5	0,7290 *	0,1190 * ^{10%}	I(1)
<i>lnF_SsmA</i>	1	6,2500 *	0,4960 *	I(1)
<i>lnF_SsmQ</i>	1	6,3800 *	1,1200 *	I(1)
Primeira diferença				
<i>lnR_Ass</i>	1	0,2870 ns	0,2090 ns 1%	I(0)
<i>lnF_AssA</i>	1	0,4000 ns	0,1800 ns 2,5%	I(0)
<i>lnF_AssQ</i>	1	0,45 ns	0,1730 ns 2,5%	I(0)
<i>lnR_Cop</i>	1	0,1710 ns	0,1600 ns	I(0)
<i>lnF_CopA</i>	1	0,3010 ns	0,1410 ns	I(0)
<i>lnF_CopQ</i>	2	0,3790 ns	0,1550 ns 2,5%	I(0)
<i>lnR_Eop</i>	3	0,1670 ns	0,1500 ns 2,5%	I(0)
<i>lnF_EopA</i>	1	0,3230 ns	0,1760 ns 2,5%	I(0)
<i>lnF_EopQ</i>	1	0,3310 ns	0,1700 ns 2,5%	I(0)
<i>lnR_Nop</i>	2	0,1510 ns	0,1420 ns	I(0)
<i>lnF_NopA</i>	1	0,4080 ns	0,1820 ns 2,5%	I(0)
<i>lnF_NopQ</i>	2	0,4020 ns	0,1380 ns	I(0)
<i>lnR_Esm</i>	4	0,1590 ns	0,1370 ns	I(0)
<i>lnF_EsmA</i>	1	0,3540 ns	0,1450 ns	I(0)
<i>lnF_EsmQ</i>	2	0,3840 ns	0,1400 ns	I(0)
<i>lnR_Ssm</i>	4	0,1670 ns	0,1420 ns	I(0)
<i>lnF_SsmA</i>	1	0,2940 ns	0,1540 ns 2,5%	I(0)
<i>lnF_SsmQ</i>	2	0,3270 ns	0,1390 ns	I(0)

Os valores críticos para a hipótese nula de que a variável é estacionária para o modelo τ_{μ} são 10%: 0,347 5% : 0,463 2,5%: 0,574 1% : 0,739 e para o modelo τ_{τ} 10%: 0,119 5% : 0,146 2,5%: 0,176 1% : 0,216;

^{ns} não rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1% de significância e * rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1% de significância;

Legenda: EOP: Extremo-Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP: Centro-Oeste Paranaense (região de Araruna), NOP: Noroeste Paranaense (região de Paranavaí), ESM: Extremo-Sul Sul-mato-grossense (região de Naviraí), SSM: Sudeste Sul-mato-grossense (região de Ivinhema), ASS: Assis SP (região de Assis). Variáveis seguidas da letra A representam os aumentos de preços e seguidas de Q as quedas.

Após a identificação da ordem de integração entre as séries realizou-se o teste de causalidade de Granger. A Tabela 19 aponta os resultados do teste de causalidade de Granger para as variáveis geradas pelos acréscimos e decréscimos nos preços da fécula e preço pago ao produtor de raiz de mandioca.

Tabela 19 – Teste de causalidade de Granger para as variáveis de raiz de mandioca e de aumentos e quedas nos preços da fécula

Hipótese Nula		χ^2	Probabilidade	Resultado	
<i>D.R_Ass</i>	<i>não causa</i>	<i>D.F_AssA</i>	25,54	0,000	Rejeita
<i>D.R_Ass</i>	<i>não causa</i>	<i>D.F_AssQ</i>	2,1214	0,145	Não rejeita
<i>D.F_AssA</i>	<i>não causa</i>	<i>D.R_Ass</i>	3,2086	0,073	Rejeita
<i>D.F_AssQ</i>	<i>não causa</i>	<i>D.R_Ass</i>	1,9207	0,166	Não rejeita
<i>D.R_Cop</i>	<i>não causa</i>	<i>D.F_CopA</i>	1,0895	0,297	Não rejeita
<i>D.R_Cop</i>	<i>não causa</i>	<i>D.F_CopQ</i>	3,5926	0,058	Rejeita
<i>D.F_CopA</i>	<i>não causa</i>	<i>D.R_Cop</i>	1,456	0,228	Não rejeita
<i>D.F_CopQ</i>	<i>não causa</i>	<i>D.R_Cop</i>	1,1844	0,276	Não rejeita
<i>D.R_Eop</i>	<i>não causa</i>	<i>D.F_EopA</i>	0,15081	0,698	Não rejeita
<i>D.R_Eop</i>	<i>não causa</i>	<i>D.F_EopQ</i>	0,4866	0,485	Não rejeita
<i>D.F_EopA</i>	<i>não causa</i>	<i>D.R_Eop</i>	0,27421	0,601	Não rejeita
<i>D.F_EopQ</i>	<i>não causa</i>	<i>D.R_Eop</i>	1,1373	0,286	Não rejeita
<i>D.R_Nop</i>	<i>não causa</i>	<i>D.F_NopA</i>	2,7141	0,099	Rejeita
<i>D.R_Nop</i>	<i>não causa</i>	<i>D.F_NopQ</i>	2,2949	0,130	Não rejeita
<i>D.F_NopA</i>	<i>não causa</i>	<i>D.R_Nop</i>	0,000091	0,992	Não rejeita
<i>D.F_NopQ</i>	<i>não causa</i>	<i>D.R_Nop</i>	0,69407	0,405	Não rejeita
<i>D.R_Esm</i>	<i>não causa</i>	<i>D.F_EsmA</i>	0,41342	0,520	Não rejeita
<i>D.R_Esm</i>	<i>não causa</i>	<i>D.F_EsmQ</i>	0,09792	0,754	Não rejeita
<i>D.F_EsmA</i>	<i>não causa</i>	<i>D.R_Esm</i>	0,23589	0,627	Não rejeita
<i>D.F_EsmQ</i>	<i>não causa</i>	<i>D.R_Esm</i>	0,19892	0,656	Não rejeita
<i>D.R_Ssm</i>	<i>não causa</i>	<i>D.F_SsmA</i>	15,151	0,000	Rejeita
<i>D.R_Ssm</i>	<i>não causa</i>	<i>D.F_SsmQ</i>	9,6977	0,002	Rejeita
<i>D.F_SsmA</i>	<i>não causa</i>	<i>D.R_Ssm</i>	5,9355	0,015	Rejeita
<i>D.F_SsmQ</i>	<i>não causa</i>	<i>D.R_Ssm</i>	2,6578	0,103	Não rejeita

Fonte: Informações da pesquisa.

Legenda: *D.F_ "Região" A*: variável de aumento nos preços da fécula em primeira diferença, *D.F_ "Região" Q*: variável de queda nos preços da fécula em primeira diferença, *D.R_ "Região"*: variável preços da raiz em primeira diferença. "Região": EOP: Extremo-Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP: Centro-Oeste Paranaense (região de Araruna), NOP: Noroeste Paranaense (região de Paranavaí), ESM: Extremo-Sul Sul-mato-grossense (região de Naviraí), SSM: Sudeste Sul-mato-grossense (região de Ivinhema), ASS: Assis SP (região de Assis).

Para as relações entre os preços da raiz em cada região e os comportamentos de quedas e aumento nos preços da fécula foi possível identificar duas relações bicausais, uma para a região de Assis e outra para o Sudeste Mato Grossense do Sul. Em Assis, aumentos nos preços da fécula foram causados no sentido de Granger pela raiz e essa por sua vez também foi causada pelos aumentos nos preços da fécula, indicando uma relação bicausal. Assim, nessa região apenas os aumentos nos preços da fécula impactam os preços da raiz. O

Centro Oeste Paranaense e o Noroeste Paranaense, apresentaram apenas uma relação de causalidade no sentido de Granger, uma entre os preços da raiz com as quedas nos preços da fécula para a primeira e outra entre os preços da raiz com os aumentos nos preços da fécula para a segunda.

O Sudeste Mato Grossense do Sul foi a região com maiores relações de causa no sentido de Granger, em que os preços da raiz causam tanto as quedas quanto os aumentos no preços da fécula e assim como em Assis os aumentos nos preços da fécula causam os preços da raiz. Por fim, as regiões do Extremo Oeste Paranaense e Extremo Sul Mato Grossense do Sul não apresentaram nenhuma relação de curto prazo entre as variáveis abordadas.

Após a identificação das ordens de integração e dos comportamentos de curto prazo das variáveis, realizou-se o teste de Johansen em suas vertentes Traço e λ máximo. As séries foram testadas para a especificação onde há um intercepto no modelo Vetorial de Correção de Erros e uma constante implícita no Termo de Correção de Erro (1) e onde há um intercepto no VEC e tendência linear no Termo de Correção de Erro (2). Os resultados são expostos na Tabela 20.

Conforme Tabela 20, as estatísticas Traço e λ máximo, tanto para o modelo (1) quanto para (2), rejeitaram a Hipótese Nula de nenhuma cointegração em favor de uma cointegração para as estatísticas do Traço e λ máximo, apontando pelo menos um vetor de cointegração entre as séries. Porém, não foi possível rejeitar as hipóteses nulas de uma cointegração e de duas cointegrações entre as variáveis em ambos modelos.

Ressalta-se que para o Centro Oeste Paranaense os resultados das estatísticas dos testes Traço e λ máximo apontaram comportamentos diferenciados para a mesma especificação de uma série. Conforme Harris (1995), a contradição entre os resultados dos testes é comum. O autor ainda apontou que o experimento de Monte Carlo realizado por Cheung e Lai (1993) sinalizou que entre os dois testes de Johansen, o teste do Traço mostrou maior robustez do que λ máximo. Assim, frente a tal cenário, presente estudo utilizou os resultados reportado pelo teste do traço.

Desse modo, todas as séries apontaram apenas um vetor de cointegração, ou seja, n (número de variáveis) - 2 relação de cointegração, levando ao uso do Modelo Vetorial de

Correção de Erros (VEC) com a especificação do modelo (1)¹, conforme observado pela análise gráfica.

Tabela 20 – Teste de Johansen para cointegração entre os preços da raiz e as variáveis de aumento e queda de preços da fécula

Testes - Assis															
Constante (1)							Tendência (2)								
Traço		λ máxima					Traço		λ máxima						
H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁		
r <= 0	r > 0	98,5127	*	r = 0	r = 1	84,6814	*	r <= 0	r > 0	111,153	*	r = 0	r = 1	85,2124	*
r <= 1	r > 1	13,8313	ns	r = 1	r = 2	10,8048	ns	r <= 1	r > 1	25,9407	ns	r = 1	r = 2	20,9686	ns
r <= 2	r > 2	3,0265	ns	r = 2	r = 3	3,0265	ns	r <= 2	r > 2	4,9721	ns	r = 2	r = 3	4,9721	ns
Testes - Extremo Oeste Paranaense															
Constante (1)							Tendência (2)								
Traço		λ máxima					Traço		λ máxima						
H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁		
r <= 0	r > 0	36,9245	*	r = 0	r = 1	25,0163	*	r <= 0	r > 0	55,0001	*	r = 0	r = 1	28,3223	*
r <= 1	r > 1	11,9082	ns	r = 1	r = 2	7,5148	ns	r <= 1	r > 1	26,6778	ns	r = 1	r = 2	19,2419	ns
r <= 2	r > 2	4,3934	*	r = 2	r = 3	4,3934	*	r <= 2	r > 2	7,4359	ns	r = 2	r = 3	7,4359	ns
Testes - Noroeste Paranaense															
Constante (1)							Tendência (2)								
Traço		λ máxima					Traço		λ máxima						
H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁		
r <= 0	r > 0	41,4147	*	r = 0	r = 1	23,1061	*	r <= 0	r > 0	53,5939	*	r = 0	r = 1	25,8323	*
r <= 1	r > 1	18,3086	ns	r = 1	r = 2	13,0762	ns	r <= 1	r > 1	27,7616	ns	r = 1	r = 2	15,9601	ns
r <= 2	r > 2	5,2324	ns	r = 2	r = 3	5,2324	ns	r <= 2	r > 2	11,8015	ns	r = 2	r = 3	11,8015	ns
Testes - Centro Oeste Paranaense															
Constante (1)							Tendência (2)								
Traço		λ máxima					Traço		λ máxima						
H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁		
r <= 0	r > 0	30,1792	*	r = 0	r = 1	18,1322	ns	r <= 0	r > 0	42,088	*	r = 0	r = 1	19,034	ns
r <= 1	r > 1	11,047	ns	r = 1	r = 2	7,1654	ns	r <= 1	r > 1	21,0541	ns	r = 1	r = 2	14,7079	ns
r <= 2	r > 2	3,8816	ns	r = 2	r = 3	3,8816	ns	r <= 2	r > 2	6,3462	ns	r = 2	r = 3	6,3462	ns
Testes - Extremo Sul Mato Grossense do Sul															
Constante (1)							Tendência (2)								
Traço		λ máxima					Traço		λ máxima						
H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁		
r <= 0	r > 0	37,9699	*	r = 0	r = 1	19,0232	ns	r <= 0	r > 0	50,0734	*	r = 0	r = 1	21,081	*
r <= 1	r > 1	18,9466	ns	r = 1	r = 2	13,2293	ns	r <= 1	r > 1	28,9924	ns	r = 1	r = 2	16,9773	ns
r <= 2	r > 2	5,7174	ns	r = 2	r = 3	5,7174	ns	r <= 2	r > 2	12,015	ns	r = 2	r = 3	12,015	ns
Testes - Sudeste Sul Mato Grossense do Sul															
Constante (1)							Tendência (2)								
Traço		λ máxima					Traço		λ máxima						
H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	H ₀	H ₁		
r <= 0	r > 0	61,1152	*	r = 0	r = 1	49,3083	*	r <= 0	r > 0	71,04	*	r = 0	r = 1	49,3436	*
r <= 1	r > 1	11,8069	ns	r = 1	r = 2	9,5553	ns	r <= 1	r > 1	21,6964	ns	r = 1	r = 2	14,3465	ns
r <= 2	r > 2	2,2516	ns	r = 2	r = 3	2,2516	ns	r <= 2	r > 2	7,3499	ns	r = 2	r = 3	7,3499	ns

Fonte: Informações da pesquisa.

* Rejeita a hipótese nula com 1% de significância, ns não rejeita a hipótese nula com 1% de significância

A Tabela 21 apresenta as estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo para as relações entre aumentos e quedas nos preços da fécula com os preços da raiz de mandioca.

¹ Onde há um intercepto no modelo Vetorial de Correção de Erros e uma constante implícita no Termo de Correção de Erro

As estimativas dos parâmetros de longo prazo do modelo VEC, apontados na Tabela 21, indicaram que variações nos comportamentos de aumentos nos preços da fécula e de queda são transferidas mais que proporcionalmente para os preços da raiz de mandioca. Assim, verifica-se uma relação elástica entre as variáveis explicativas com a dependente, onde os preços da raiz são fortemente influenciados pelas as variações nos preços da fécula, confirmando o que se esperava.

Tabela 21 - Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC)

Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (α)	Estimativas dos parâmetros de longo prazo (β)
<i>lnR_Ass</i>	-0,3301621 0,0453269	1
<i>lnF_AssA</i>	-0,1741772 0,0369947	-1,250103 0,0353919
<i>lnF_AssQ</i>	0,0126438 0,0201784	-1,282936 0,0443031
<i>lnR_Eop</i>	-0,175737 0,1361605	1
<i>lnF_EopA</i>	-0,0675682 0,1096056	-1,235048 0,0289558
<i>lnF_EopQ</i>	0,1450918 0,0542003	-1,252953 0,035558
<i>lnR_Cop</i>	0,0264328 0,1607936	1
<i>lnF_CopA</i>	0,1122469 0,1108121	-1,24729 0,0348124
<i>lnF_CopQ</i>	0,1186704 0,0506995	-1,255286 0,0434314
<i>lnR_Nop</i>	-0,1044274 0,2138518	1
<i>lnF_NopA</i>	0,0894555 0,1366569	-1,266369 0,0231527
<i>lnF_NopQ</i>	0,11325 0,0792573	-1,256581 0,0292777
<i>lnR_Esm</i>	-0,1344866 0,1263948	1
<i>lnF_EsmA</i>	-0,0404716 0,1028333	-1,226109 0,0399839
<i>lnF_EsmQ</i>	0,1220984 0,0598324	-1,266663 0,0500906
<i>lnR_Ssm</i>	-0,6332765 0,1157149	1
<i>lnF_SsmA</i>	-0,2491535 0,0742794	-1,21648 0,0268128
<i>lnF_SsmQ</i>	-0,0094739 0,0406131	-1,241182 0,0332458

Fonte: Resultados da pesquisa.

Legenda: *ln.F_ "Região" A*: variável de aumento nos preços da fécula em primeira diferença, *ln.F_ "Região" Q*: variável de queda nos preços da fécula em primeira diferença, *ln.R_ "Região"*: variável preços da raiz em primeira diferença. "Região": EOP: Extremo-Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP: Centro-Oeste Paranaense (região de Araruna), NOP: Noroeste Paranaense (região de Paranavaí), ESM: Extremo-Sul Sul-mato-grossense (região de Naviraí), SSM: Sudeste Sul-mato-grossense (região de Ivinhema), ASS: Assis SP (região de Assis).

Quanto aos comportamentos de curto prazo, para a região de Assis, verificou-se que os desequilíbrios de curto prazo tendem a ser corrigidos com velocidade de ajuste de 33,01% em cada período para os preços da raiz, em 17,41% para os comportamentos de aumentos nos preços da fécula e em 1,26% para quedas.

Na região do Extremo Oeste Paranaense, a velocidade de ajuste de desequilíbrios transitórios no preço da raiz foi de 17,57% e de 6,75% para aumentos e 14,50% para as quedas nos preços da fécula.

O Centro Oeste Paranaense apresentou velocidades de ajustes muito próximas entre os aumentos e quedas nos preços da fécula (cerca de 11%) e mais elevadas do que as da raiz (2,64%). Para o Noroeste Paranaense os desequilíbrios são eliminados mais rapidamente para o mercado de raiz do que na região anterior (10,4%) e as velocidades de ajuste para os comportamentos nos preços da fécula foram em torno de 10%.

As regiões pertencentes ao Mato Grosso do Sul apresentaram velocidades elevadas para os ajustes nos preços da raiz, com 13,44% para o Extremo Sul e 63,32% para o Sudeste. Na primeira região, as velocidades dos comportamentos de queda nos preços fécula foram maiores que as da segunda. Além disso, o Sudeste apresentou velocidades de ajustamentos no comportamento de aumentos nos preços da fécula superiores as dos Extremo Sul.

Visando testar a assimetria entre os preços da fécula e raiz de mandioca, foi imposta a restrição de longo prazo tornando os parâmetros β de aumentos e quedas nos preços da fécula iguais. Os resultados obtidos podem ser observados na Tabela 22.

A imposição de restrições aos coeficientes, conforme exposto na Tabela 22, apontou mudanças nas velocidades das variáveis abordadas. Nas regiões de Assis e Sudeste do Mato Grosso do Sul as velocidades se reduziram para os preços da raiz e aumentos nos preços da fécula. Porém, para as demais regiões, ou seja, Extremo Oeste Paranaense, Centro Oeste Paranaense Centro Oeste Paranaense e Extremo Sul Mato Grossense do Sul, as velocidades de ajustamento se elevaram. Vale destacar que para as regiões de Assis e Sudeste do Mato Grosso do Sul as variáveis de quedas nos preços da fécula apresentaram um aumento em suas velocidades de ajustamento após a imposição da restrição.

Portanto, pode-se concluir que as elevações nos coeficientes de curto prazo do apontaram um comportamento dinâmico para os mercados das regiões em análise, exceto para Assis e Sudeste do Mato Grosso do Sul.

Objetivando confirmar os comportamentos assimétricos nos preços, testou-se estatisticamente por meio do teste χ^2 a restrição de que β assume valores iguais para as

variáveis de preços da fécula ($\beta_{11} = \beta_{21}$). A Tabela 23 apresenta os resultados da imposição da restrição para o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC).

Tabela 22 - Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) com restrições

Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (α) levando em consideração as restrições sobre β	Restrições sobre os parâmetros de longo prazo (β)
<i>lnR_Ass</i>	-0,127437	-0,0539195
	0,1296832	0,0368971
<i>lnF_AssA</i>	-0,1614023	0,0379469
	0,0958194	0,0099827
<i>lnF_AssQ</i>	0,1105411	-0,0379469
	0,0479346	0,0099827
<i>lnR_Eop</i>	0,3368263	-0,0327819
	0,422966	0,0198703
<i>lnF_EopA</i>	-0,254464	0,0141665
	0,3387986	0,0048891
<i>lnF_EopQ</i>	0,423842	-0,0141665
	0,168195	0,0048891
<i>lnR_Cop</i>	-0,3021243	-0,0056422
	1,834616	0,0044411
<i>lnF_CopA</i>	-1,789105	0,002944
	1,25927	0,0011181
<i>lnF_CopQ</i>	0,9728653	-0,002944
	0,5847191	0,0011181
<i>lnR_Nop</i>	0,9340222	-0,0125314
	1,139978	0,005178
<i>lnF_NopA</i>	-0,8319089	0,0048753
	0,72711	0,0013823
<i>lnF_NopQ</i>	1,190135	-0,0048753
	0,4126175	0,0013823
<i>lnR_Esm</i>	0,2404039	-0,0619577
	0,2208805	0,0244953
<i>lnF_EsmA</i>	-0,1021912	0,0220617
	0,179614	0,0058968
<i>lnF_EsmQ</i>	0,3522511	-0,0220617
	0,1012366	0,0058968
<i>lnR_Ssm</i>	0,0774467	-0,0423979
	0,3511382	0,0206219
<i>lnF_SsmA</i>	-0,1814785	0,0164786
	0,2112574	0,0050341
<i>lnF_SsmQ</i>	0,282333	-0,0164786
	0,1083556	0,0050341

Fonte: Resultados da pesquisa.

Legenda: *ln.F_ "Região" A*: variável de aumento nos preços da fécula em primeira diferença, *ln.F_ "Região" Q*: variável de queda nos preços da fécula em primeira diferença, *ln.R_ "Região"*: variável preços da raiz em primeira diferença. "Região": EOP: Extremo-Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP: Centro-Oeste Paranaense (região de Araruna), NOP: Noroeste Paranaense (região de Paranavaí), ESM: Extremo-Sul Sul-mato-grossense (região de Naviraí), SSM: Sudeste Sul-mato-grossense (região de Ivinhema), ASS: Assis SP (região de Assis).

Os resultados obtidos na Tabela 23 indicaram que as probabilidades de se cometer o erro *Tipo I*² foram reduzidas para todas as regiões em análise. Desse modo, pode-se rejeitar a hipótese nula de que os parâmetros restritos não são significativos ($\beta_{11} = \beta_{21}$) em ambas especificações da séries, ou seja, de ausência de assimetria da transmissão nos preços da raiz de mandioca a variações nos preços da fécula. Vale destacar que a região do Extremo Sul do Mato Grosso do Sul apresentou a maior probabilidade, podendo rejeitar a hipótese nula ao nível de 1% de significância. Assim, a única região que apresentou um mercado competitivo foi a do Extremo Sul do Mato Grosso do Sul e as demais sinalizaram imperfeições no mercado. Para se confirmar os resultados realizou-se a decomposição da variância dos erros e as análises de impulso resposta.

Tabela 23 - Teste de significância de restrição sobre os parâmetros de longo prazo dos vetores de cointegração para as relações de aumento e quedas no preço da fécula e raiz

Região	χ^2	Graus de liberdade	Valor da probabilidade
<i>Assis</i>	69,87	1	0,000
<i>Extremo Oeste Paranaense</i>	32,91	1	0,000
<i>Centro Oeste Paranaense</i>	10,89	1	0,001
<i>Noroeste Paranaense</i>	10,02	1	0,002
<i>Extremo Sul Mato Grossense do Sul</i>	3,988	1	0,046
<i>Sudeste Mato Grossense do Sul</i>	38,77	1	0,000

Fonte: Informações da pesquisa.

A Tabela 22 indica os resultados obtidos pela a decomposição da variância dos erros de previsão para cada região em análise entre os comportamentos de aumentos e quedas nos preços da fécula com os preços da raiz de mandioca, onde os choques não antecipados sobre qualquer variável duram no máximo 12 meses.

Conforme a Tabela 22, a variância nos erros dos preços da raiz na região de Assis são justificadas em aproximadamente 32% por choques não antecipados na própria variável após 12 meses, em 56% pelos aumentos nos preços fécula e os restantes 12% pelas quedas. Além disso, os choques não antecipados na raiz apresentaram elevado poder explicativo para a variância nos erros dos comportamentos de queda da fécula com 51% após 12 meses.

² Rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes dos parâmetros restritos não são significativos conjuntamente, sendo eles diferentes de um, quando na verdade são.

Tabela 24 - Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem

Variável	Step	<i>lnR_Ass</i>	<i>lnF_AssA</i>	<i>lnF_AssQ</i>	Variável	Step	<i>lnR_Eop</i>	<i>lnF_EopA</i>	<i>lnF_EopQ</i>
<i>lnR_Ass</i>	1	1	0.262646	0.482658	<i>lnR_Eop</i>	1	1	0.541505	0.364987
	4	0.760778	0.155299	0.495304		4	0.992668	0.679952	0.550709
	6	0.58436	0.119141	0.501533		6	0.986314	0.654236	0.549979
	8	0.459024	0.096392	0.506506		8	0.971223	0.624833	0.547003
	12	0.315663	0.07063	0.513819		12	0.943785	0.58542	0.543097
<i>lnF_AssA</i>	1	0	0.737354	0.0000047	<i>lnF_EopA</i>	1	0	0.458495	0.092607
	4	0.196209	0.83046	0.001657		4	0.002069	0.319208	0.219186
	6	0.340906	0.855875	0.00372		6	0.006394	0.344675	0.280685
	8	0.443706	0.869795	0.006058		8	0.016351	0.372601	0.311085
	12	0.56129	0.88307	0.010744		12	0.034897	0.409255	0.34167
<i>lnF_AssQ</i>	1	0	0	0.517337	<i>lnF_EopQ</i>	1	0	0	0.542405
	4	0.043013	0.014241	0.503039		4	0.005263	0.000839	0.230105
	6	0.074734	0.024984	0.494748		6	0.007291	0.001089	0.169336
	8	0.09727	0.033813	0.487436		8	0.012426	0.002566	0.141912
	12	0.123047	0.046299	0.475437		12	0.021319	0.005325	0.115232
<i>lnR_Cop</i>		<i>lnR_Cop</i>	<i>lnF_CopA</i>	<i>lnF_CopQ</i>	<i>lnR_Nop</i>		<i>lnR_Nop</i>	<i>lnF_NopA</i>	<i>lnF_NopQ</i>
	1	1	0.674057	0.334028		1	1	0.635439	0.409983
	4	0.984352	0.793873	0.352799		4	0.995098	0.687394	0.539338
	6	0.98595	0.799161	0.321477		6	0.992643	0.71758	0.53938
	8	0.98573	0.808207	0.306764		8	0.989891	0.7359	0.534511
12	0.983866	0.823078	0.292601	12	0.988101	0.766484	0.53183		
<i>lnF_CopA</i>	1	0	0.325943	0.154238	<i>lnF_NopA</i>	1	0	0.364561	0.249372
	4	0.002304	0.204403	0.310322		4	0.001948	0.306762	0.288528
	6	0.003705	0.195085	0.396408		6	0.00126	0.277383	0.313907
	8	0.005936	0.183087	0.451666		8	0.001093	0.259461	0.332217
	12	0.010176	0.16406	0.516431		12	0.000673	0.229053	0.350331
<i>lnF_CopQ</i>	1	0	0	0.511734	<i>lnF_NopQ</i>	1	0	0	0.340644
	4	0.013343	0.001724	0.336879		4	0.002953	0.005843	0.172134
	6	0.010345	0.005754	0.282115		6	0.006096	0.005037	0.146713
	8	0.008334	0.008706	0.24157		8	0.009016	0.004639	0.133272
	12	0.005958	0.012861	0.190968		12	0.011226	0.004462	0.117839
<i>lnR_Esm</i>		<i>lnR_Esm</i>	<i>lnF_EsmA</i>	<i>lnF_EsmQ</i>	<i>lnR_Ssm</i>		<i>lnR_Ssm</i>	<i>lnF_SsmA</i>	<i>lnF_SsmQ</i>
	1	1	0.473682	0.409714		1	1	0.530098	0.459079
	4	0.9503	0.46376	0.655029		4	0.773726	0.346261	0.45238
	6	0.907806	0.436932	0.679258		6	0.64659	0.291	0.449802
	8	0.889393	0.422402	0.692261		8	0.56553	0.258752	0.44807
12	0.875745	0.413691	0.693623	12	0.478176	0.224873	0.445997		
<i>lnF_EsmA</i>	1	0	0.526318	0.102855	<i>lnF_SsmA</i>	1	0	0.469902	0.055574
	4	0.036141	0.532145	0.090067		4	0.15164	0.630874	0.04914
	6	0.066114	0.559936	0.102746		6	0.236843	0.673618	0.046811
	8	0.082884	0.57523	0.115284		8	0.291166	0.697503	0.045278
	12	0.0911	0.583642	0.144911		12	0.349708	0.721885	0.043469
<i>lnF_EsmQ</i>	1	0	0	0.48743	<i>lnF_SsmQ</i>	1	0	0	0.485346
	4	0.013559	0.004095	0.254904		4	0.074633	0.022865	0.49848
	6	0.026081	0.003132	0.217996		6	0.116568	0.035383	0.503387
	8	0.027723	0.002368	0.192455		8	0.143304	0.043745	0.506652
	12	0.033154	0.002666	0.161466		12	0.172117	0.053242	0.510534

Fonte: Informações da pesquisa.

Legenda: *ln.F_*"Região"*A*: variável de aumento nos preços da fécula em primeira diferença, *ln.F_*"Região"*Q*: variável de queda nos preços da fécula em primeira diferença, *ln.R_*"Região": variável preços da raiz em primeira diferença."Região": EOP: Extremo-Oeste Paranaense (região de Marechal Cândido Rondon), COP: Centro-Oeste Paranaense (região de Araruna), NOP: Noroeste Paranaense (região de Paranavaí), ESM: Extremo-Sul Sul-mato-grossense (região de Naviraí), SSM: Sudeste Sul-mato-grossense (região de Ivinhema), ASS: Assis SP (região de Assis).

Na região do Extremo Oeste Paranaense, os choques não antecipados nos preços da raiz explicaram 94% da variância dos seus erros, 58% dos aumentos nos preços da fécula e 54% das quedas. Os choques não antecipados para os aumentos e quedas nos preços da fécula explicam, respectivamente, 4% e 2% das variâncias nos erros da raiz.

No mercado do Centro Oeste Paranaense, comportamentos não antecipados nos preços da fécula justificam 98% da variância de seus erros após 12 meses, sendo os restantes 2% por choques não antecipados nos aumentos e quedas nos preços da raiz. Na região, choques nos preços da raiz explicam 82% dos aumentos nos preços da fécula e em proporções menores, justificam 29% das quedas nos preços confirmando o comportamento assimétrico. Para o Noroeste Paranaense, os choques não antecipados nos preços da raiz explicam 98% da variância dos seus próprios erros, cerca de 76% dos aumentos nos preço da fécula e 56% das quedas. A variância nos erros do preços da raiz nesse mercado também são explicadas em 0,06% por choques não antecipados para os aumentos nos preços da fécula e 1,12% pelas as quedas.

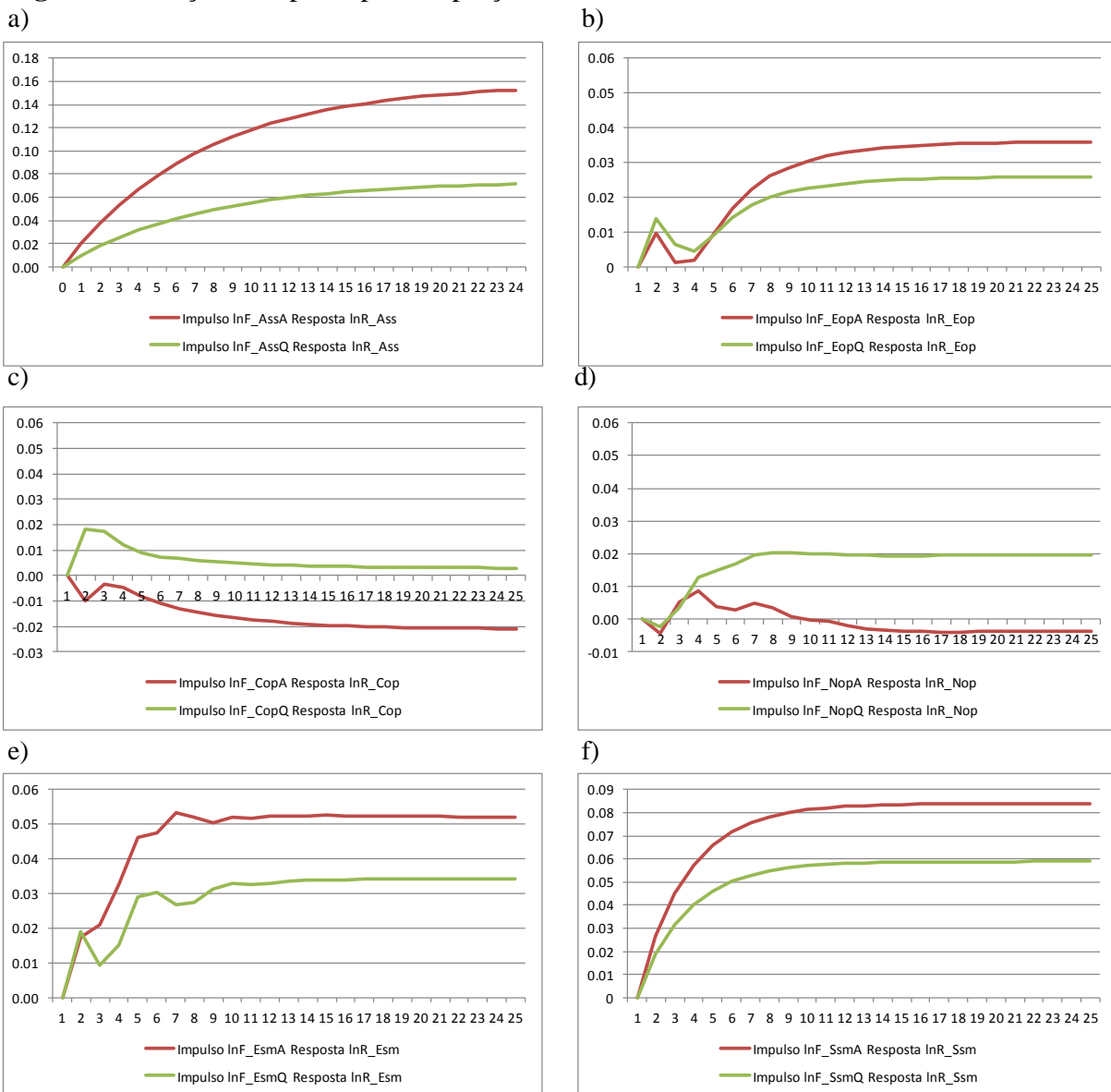
O Extremo Sul do Mato Grosso do Sul apontou que os choques nos preços da raiz explicam 87% da variância nos próprios erros, 41% dos aumentos nos preços da fécula e 69% das quedas. Os choques no aumento e queda nos preços da fécula, explicam, respectivamente, 9% e 4% da variância nos erros da raiz. Para o Sudeste do Mato Grosso do Sul os choques nos preços da raiz explicam 48% da variância dos próprios erros, 22% dos aumentos nos preços da fécula e 44% das quedas. O Sudeste foi a região que apresentou um dos menores poder explicativo da raiz sobre a própria variável, onde cerca de 52% da variância nos seus erros foram justificados por variações nos preços da fécula.

Portanto, foi possível concluir que as variáveis dos preços da raiz na maioria das regiões analisadas mostraram-se mais exógenas, pois após os choques em si mesmas essas ainda explicavam cerca 94% de seus próprios erros. Foi possível, também, identificar endogeneidade para as variáveis de aumento e queda nos preços da fécula para as regiões de Assis e Sudeste Mato Grossense do Sul

Simultaneamente, verificou-se que choques não antecipados nos preços da raiz apresentaram elevado poder explicativo para os aumentos e quedas nos preços da fécula, onde o preço da fécula chega a justificar em média 55% dos comportamentos de aumento nos preços da raiz de mandioca, exceto para Assis, e em média 50% para as quedas.

Posteriormente testou-se as funções de impulso resposta com o objetivo de verificar se os comportamentos nos preços da fécula após choques de variações nos preços da raiz. Os resultados obtidos são apontadas na Figura 9.

Figura 9 - Funções Resposta para os preços entre níveis de mercado



Fonte: Informações da pesquisa.

Legenda: Modelos em primeira diferença : a) Assis, b) Extremo Oeste Paranaense, c) Centro Oeste Paranaense, d) Noroeste Paranaense, e) Extremo Sul Mato Grossense do Sul e f) Sudeste Sul Mato Grossense do Sul.

As regiões de Assis (Figura 9 a) e Sudeste Mato Grossense do Sul (Figura 9 f) apresentaram comportamentos similares em relação às respectivas funções de impulso resposta de um choque não antecipado nas variações dos preços da fécula sobre os preços da

raiz. Em Assis as funções sobem exponencialmente e começam a se estabilizar ao fim dos 24 meses e para o Sudeste Mato Grossense do Sul a função se estabiliza após aproximadamente 10 meses.

No Extremo Oeste Paranaense (Figura 9 b) as funções sobem exponencialmente até o segundo mês, decaem até o quarto mês e voltam a crescer novamente estabilizando-se após 10 meses. Para a região do Centro Oeste Paranaense (Figura 9 c) a função de impulso nos aumentos nos preços da fécula e resposta nos preços da raiz, decai até o segundo mês, posteriormente inverte sua tendência e crescendo até o terceiro mês e decai novamente até se estabilizar ao final dos 24 meses, para as relações de queda a função cresce exponencialmente até o segundo mês e decai posteriormente se estabilizando um ano após o choque.

Para o Noroeste Paranaense (Figura 9 d) ambas as funções decaem até o segundo mês, no caso dos comportamentos de quedas nos preços da fécula a função decai até o segundo mês e passa a crescer até o sétimo mês se estabilizando posteriormente, já para os aumentos, a função também decai no início do choque e posteriormente cresce até o quarto mês, revertendo sua tendência até os 12 meses, se estabilizando após um ano. Por fim, para Extremo Sul Mato Grossense do Sul (Figura 9 e) as funções apresentaram uma tendência de crescimento até um ano após o choque e posteriormente se estabilizaram.

Os comportamentos da função impulso reposta das variáveis de aumentos e quedas nos preços da fécula sobre os da raiz foram distintos para cada região em análise. Porém, os mercados apontaram que choques não antecipados em ambas variáveis sobre os preços da raiz se estabilizaram ao final dos doze meses, ou seja, as variações nos preços da fécula são absorvidos pelos preços da raiz que se estabilizarão ao final de um ano.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve como principal objetivo analisar a transmissão assimétrica nos preços da mandioca e fécula, abordando as principais regiões produtoras brasileiras e a relação entre produtores de raiz de mandioca e fecularias, procurando identificar qual nível detém maior poder de mercado. Especificamente pretendeu-se verificar suas relações de longo prazo e possíveis assimetrias na transmissão dos preços.

Conforme metodologia de Johansen. As estatísticas Traço e λ máximo apontaram que as variáveis se cointegraram no longo prazo para ambas as séries abordadas, estabelecendo como melhor metodologia de análise o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). As

estimativas dos parâmetros de longo prazo do modelo VEC mostraram que variações nos preços da fécula de mandioca no Noroeste Paranaense eram transferidas menos que proporcionalmente, exceto para o Sudeste Sul Mato Grossense, denotando uma relação inelástica entre os pares de mercado. Assim, a determinação dos preços da fécula nas regiões abordadas seriam influenciados pelas variações nos preços da fécula no Noroeste Paranaense, confirmando o que se esperava. As velocidades nos ajustes de curto prazo evidenciaram que os desequilíbrios se dissipavam mais rapidamente no mercado secundário para todas as relações, também foi possível verificar que o componente sazonal acelerava essa velocidade exceto para o Centro Oeste Paranaense.

Com o intuito de testar a Lei do Preço Único e o grau de interação entre os mercados, foi imposta a restrição de longo prazo tornando os parâmetros β de ambas variáveis iguais a um. A imposição de restrições aos coeficientes apontou que para a maioria das relações testadas e em suas respectivas especificações sazonais as velocidades de ajustamentos se elevaram em ambos os mercados, reforçando o comportamento dinâmico do mercado.

O resultado apontou que para o Extremo Oeste Paranaense a Lei do Preço Único é válida, ou seja, que as variações nos preços do mercado base são plenamente transferidas para os mesmos confirmando a interação entre os mercados. Desse modo, pode-se concluir que os pares de mercado em sua maioria não apresentaram integração, indicando que o desempenho competitivo do mercado possa estar comprometido, estimulando o poder de mercado.

Com o objetivo de verificar as relações de longo prazo, para o modelo de assimetria entre níveis de mercado produtor e atacado, realizou-se o teste de cointegração. Nesse caso, identificou-se que as variáveis de cointegravam no longo prazo levando à utilização do Modelo Vetorial de Correção dos Erros (VEC).

Os resultados obtidos com o modelo VEC apontaram que a única região com mercado competitivo é o Extremo Oeste Paranaense, enquanto que as outras sinalizaram imperfeições no mercado. A análise da decomposição da variância indicou exogeneidade para os preços da raiz e elevado por explicativo da raiz para os aumentos e quedas nos preços da fécula.

Assim, perante os resultados obtidos, o presente estudo concluiu que os mercados de fécula não são espacialmente integrados e que os produtores de raiz poderiam exercer poder de mercado, uma vez que conseguem transmitir os acréscimos nos preços diferentemente dos decréscimos, enunciando uma ineficiência competitiva para o mercado em análise. Desse modo, identifica-se mais um determinante que compromete a preferência da fécula perante ao

outros amidos, tornando necessário a utilização de políticas que possam regular esse segmento de mercado.

Ressalta-se que o estudo da farinha de mandioca seria relevante para a compreensão da competitividade da cadeia agroindustrial da fécula, uma vez que tanto a fécula quanto a farinha são os principais derivados da raiz de mandioca. Porém, devido à informalidade de boa parte das farinheiras, com produção familiar e voltada principalmente para o mercado local, como se observa nos principais centros consumidores (Pará, Bahia, Acre, Maranhão), a análise do segmento torna-se mais restrita e complexa, uma vez que os dados sobre o setor são de difícil obtenção. Desse modo, próximos estudos poderão analisar todo Sistema Agroindustrial da mandioca, englobando tanto a fécula quanto a farinha de mandioca.

REFERÊNCIAS

AGUIAR, D. R. D. Assimetria na Transmissão de Preços Agrícolas: Conceito, Resultados e Perspectivas. In: Congresso SOBER (Sociedade Brasileira de Economia Administração e Sociologia Rural). 49. 2011. Sorocaba. **Anais eletrônicos**. Belo Horizonte: UFMG, 2011. 1 CD-ROM.

AGUIAR, D. R. D.; FIGUEIREDO, A. M. Poder de Mercado no Varejo Alimentar: uma análise usando os preços do estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 49, n. 04, p. 967-990, out./dez. 2011.

ALVES, A.; CASIAN, R. L.; STUART, G.; VALDUGA; E. Alterações na qualidade de raízes de mandioca (*Manihot esculenta crantz*) minimamente processadas. **Ciência e Agrotecnologia**. Lavras, v. 29, n. 2, p. 330-337, mar./abr. 2005.

ALVES, E. R. A.; VEDOVOTO G. L. (Ed) **A Indústria do Amido de Mandioca**. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, nov. 2007, 202 p. Disponível em: <http://www.cnpmf.embrapa.br/publicacoes/documentos/documento_6.pdf>. Acesso em: 05 jan. 2012.

ALVES, L. R. A.; CARDOSO, C. E. L.; FELIPE, F. I.; CAMPION, M. T. Causalidade e transmissão entre os preços de mandioca, trigo, milho e seus derivados no Paraná. **Revista de Economia e Agronegócio**. Viçosa, v.4, n. 3, p. 313-342, 2006.

ALVES, L. R. A.; FELIPE, F. I.; CARODOSO, C. E. L. **Produção de fécula cresce 3,7% em 2008, mas se concentra em algumas regiões**. Piracicaba: USP: ESALQ: CEPEA, 3 jun. 2009.

ALVES, L. R. A.; FELIPE, F. S.; MARINO, G. **Desempenho da indústria de fécula de mandioca em 2011, breves perspectivas para 2012: resultado dos questionários aplicados**

junto às unidades produtivas de fécula no Brasil. São Paulo: Projeto mandioca CEPEA/ABAM, 2012. 10 diapositivos: color.

ARIENTE, M.; GIULIANI, A. C.; FARAH, O. E.; PIZZINATTO, N. K.; SPERS, E. E.; Competitividade na indústria de fécula de mandioca: estudo exploratório. **Revista FAE**, Curitiba, v. 8, n. 2, p. 53-60, jul/dez 2005.

ARRANJOS PRODUTIVOS LOCAIS. **Caracterização Geral do APL de Mandioca e Fécula de Paranavaí.** Paraná, 2007. Disponível em: <<http://www.redeapl.pr.gov.br/modules/conteudo/conteudo.php?conteudo=88>> . Acesso em: 05 jan. 2012.

AZEVEDO, P. F.; POLITI, R. B. Concorrência e estratégias de precificação no sistema agroindustrial do leite. **Revista de Economia e Sociologia Rural – RESR**, v. 46, n. 03, p. 767-802, jul/set 2008.

BAIN, J. S. **Barriers to new competition.** Cambridge: Harvard University Press, 1956.

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

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

BARRETT, C.B. Measuring integration and efficiency in international agricultural markets. **Review of Agricultural Economics**, v. 23, n. 1, p. 19-32, 2001.

BARROS, G. S. C. et al. Melhoria da competitividade da cadeia agroindustrial da mandioca no estado de São Paulo. **Texto para discussão.** Piracicaba: ESALQ: CEPEA; São Paulo: SEBRAE, p. 1-78, 2003.

BARROS, G. S. C.(Coord.). **Melhoria da competitividade da cadeia agroindustrial da mandioca no estado de São Paulo.** São Paulo: SEBRAE; Piracicaba: ESALQ: CEPEA, v.1, 347p, jan. 2004.

BARROS, G. S. C. **Economia da Comercialização Agrícola.** Piracicaba: USP: ESALQ: LES: CEPEA, fev. 2007, 221p. Disponível em: <<http://www.unematnet.br/prof/foto_p_downloads/fot_1385economia_da_comercializauo_agruola_pdf.pdf>>. Acesso em: 13 jul. 2012.

BATALHA, M. O. Sistemas agroindustriais: definições e correntes metodológicas. In: BATALHA, M. O. (Coord.). **Gestão Agroindustrial.** São Paulo: Editora Atlas, 1997, cap. 1, p. 24 – 48.

BREUSCH, t. s. Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. **Australian Economic Papers**, v. 17, n. 31, p. 334-355, 1978.

BLAGBROUGH, I. S.; BAYOUMI, S. A. L.; ROWAN, M. G.; BEECHING, J. R. Cassava: an appraisal of its phytochemistry and its biotechnological projects. **Phytochemistry**. France, v. 71, n. 1, p. 1940-1951, 2010.

CAMARGO FILHO, W. P.; ALVES, H. S. Produção e mercado de mandioca: análise de preços ao produtor. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 34, n. 9, p. 47-52, set. 2004.

CARDOSO, C. E. L.; FERREIRA FILHO, J. B. S.; BATALHA, M. O. Competitividade na cadeia agroindustrial de fécula de mandioca: uma proposta de análise. In: III Congresso Internacional de Economia e Gestão de Negócios (Networks) Agroalimentares, 2001, Ribeirão Preto. **Anais eletrônicos**. Ribeirão Preto: PENSA/FEA/USP- Ribeirão Preto, p. 1-13, 2001.

CARDOSO, C. E. L. ; ALVES, L. R. A. ; FELIPE, F. I. . Preço mínimo de raiz de mandioca estabelecido nos contratos entre produtores e fecularias. **Revista Raízes e Amidos Tropicais - RAT**, v. 3, p. 55-60, 2007.

CARDOSO, C. E. L.; VIEIRA, R. C. M. T.; LIMA FILHO, J. R.; LOPES, M. R. Eficiência econômica e fatores que afetam a competitividade da cadeia agroindustrial da mandioca. In: VIEIRA, R. C. M. T. et. al. (Ed.). **Cadeias Produtivas no Brasil Análise da Competitividade**. Brasília: Embrapa Comunicação para Transferência de Tecnologia/Embrapa. Secretaria de Administração Estratégica, 2001. cap. 12, p. 287- 317.

CARDOSO, C. E. L. **Competitividade e inovação tecnológica na cadeia agroindustrial de fécula da mandioca no Brasil**. 2003. 188 p. Tese (Doutorado em Ciências, Área de concentração: Economia aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

_____. **Restrições à melhoria da competitividade da cadeia agroindustrial de fécula de mandioca**. Cruz das Almas: Embrapa Mandioca e Fruticultura Tropical, 2004. Disponível em: <<http://www.cnpmf.embrapa.br/publicacoes/documentos/documento_145.pdf>>. Acesso em: 16 jul. 2012.

CARVALHO, L. H., M.S **Poder de mercado na indústria brasileira de esmagamento de soja**. . (Tese referente a título de mestre na Universidade Federal de Viçosa), setembro de 2004.

CAVALVANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 2, p. 251-260, 2010.

CHURCH, J.; WARE, R. **Industrial organization: a strategic approach**. New York: Irwin McGraw-Hill, p. 832, 2000.

CEPEA. **Relatório sobre o desempenho da indústria de fécula em 2011**. ESALQ – USP, p. 1-8, 2012.

DEMSTZ, H. Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy. **Journal of Law Economics**. v. 16, n.1, p. 1-9, 1973.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 1, p. 427-431, 1979

ENDERS, W.; SIKLOS, P. Cointegration and Threshold Adjustment. **Journal of Business and Economic Statistics**, Carolina do Norte, v. 19, n. 2, p. 166-176, 2001.

ENDERS, W. **Applied Econometric Times Series**. England: John Wiley & Sons, 2004, p. 429.

ENGEL, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and Error Correction: Representations, Estimation and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 1, p. 251-276, 1987.

FACKLER, P. L.; GOODWIN B. K. Spatial Price Analysis. In: GARDNER, B. L.; RAUSSER, G. C. (Ed.) **Handbook of Agricultural Economics**. North-Holland: Elsevier, 2001, v. 01, part B, chap. 1, p. 972-1018.

FALADE, K. O.; AKINGBALA, J. O. Utilization of Cassava for food. **Food Reviews International**, New York, vol. 27, p. 51-83, 2011.

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

FAO. Statistical Databases. Disponível em: <<<http://faostat.fao.org/>>>. Acesso em: 02 jul. 2012.

FELIPE, F. I.; ALVES, L. R. A.; CAMARGO, S. G. C. Panorama e perspectivas para a indústria de fécula de mandioca no Brasil. **Revista Raízes e Amidos Tropicais**, Botucatu, vol. 6, p. 134-146, 2010.

FELIPE, F. I.; ALVES, L. R. A.; CARDOSO, C. E. L.; GEROTO, C. G. Organização e coordenação na indústria de fécula de mandioca no Brasil sob a ótica da economia dos custos de transação. In: 48º CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL. Campo Grande, MS, 2010. **Anais eletrônicos**. Campo Grande, 2010.

FELIPE, F. I.; MAGGIAN, R. C.; ALVES, L. R. A. Concentração e índices de dispersão na indústria de fécula de mandioca no Brasil entre 2004 e 2009. In: 49º CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL. Belo Horizonte, MG, 2011. **Anais eletrônicos**. Belo Horizonte, 2011.

FOGAÇA, J. L. N. Jr., et al. Estudo da margem de comercialização nos preços de farinha de mandioca no município de Vitória da Conquista – BA. In: Congresso Brasileiro De Mandioca, XIII, 2009, Botucatu. **Anais eletrônicos** Botucatu, 2009. p. 1075-1079. Disponível em: <http://www.cerat.unesp.br/xiiiicbm/artigos/170%20ESTUDO%20DA%20MARGEM%20DE%20COMERCIALIZA__O%20NOS%20PRE_OS%20DE%20FARINHA%20DE%20MANDIOCA%20NO%20MUNIC_PIO%20DE%20VIT_RIA%20DA%20CONQUISTA.pdf> . Acesso em: 22 nov. 2010.

GEITHMAN, F. E.; MARVEL, H. P.; WEISS, L. W. Concentration, Price, and Critical Concentration Ratios. **The Review of Economics and Statistics**, v. 63, n. 3, p. 346-353, 1981.

GOEBEL, M. A. **Organização e coordenação do sistema agroindustrial da mandioca na Microrregião Oeste do Paraná**. 2005. 148 p. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná – UNIOESTE, Toledo, 2005.

GODFREY, L. G. Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models When the Regressors Include Lagged Dependent Variables. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 46, n. 6, p. 1293-1301, 1978

GOODWIN, B.K.; HOLT, M.T. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, n.3, p. 630-637, Aug. 1999.

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

GOODWIN, B.K.; SCHROEDER, T.C. Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 73, n. 2, p. 452-464, May 1991.

GOODWIN, B. K. Spatial and vertical price transmission in meat markets. In: MARKET INTEGRATION AND VERTICAL AND SPATIAL PRICE TRANSMISSION IN AGRICULTURAL MARKETS WORKSHOP. Raileg, North Carolina. **Anais eletrônicos**. Kentucky Lexington, 2006.

GOOGLE MAPS. ©2012 Google. Disponível em: <<<http://maps.google.com.br/>>>. Acesso em: 19 nov. 2012.

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

GREENE, W.H. **Econometric Analysis**. 5º ed. Prentice Hall, 2003

GREMAUD, A. P. et al. Organização Industrial. In: **Manual de Economia**. São Paulo: Saraiva, 2003, cap. 9, p. 203-226.

GRIFFITH, G. R.; PIGGOTT, N. E. Asymmetry in Beef, Lamb and Pork Farm-Retail Price Transmission in Australia. **Agricultural Economics**, v. 10, n. 1, p. 307-316, 1994

GRIFFITHS, W. E.; HILL, R. C.; LIM, G. C. **Using Eviews for Principles of Econometrics**. 3ª ed., 2007

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. Tradução de Maria José Cyhlar Monteiro. 4 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 812 p.

HAGGBLADE, S. et al. Cassava Commercialization in Southeastern Africa. **Journal of Agribusiness in Developing and Emerging Economies**. Emerald, v. 2, n. 1, p. 1-67, 2012.

HANSEN, B. E.; SEO, B. Testing for Two Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models. **Journal of Econometrics**, v. 110, n. 1, p. 293-318, 2002.

HARRIS, R. **Cointegration Analysis en Econometric Modelling**. England: Prentice Hall – Harvest Wheatsheaf, 1995, p. 176.

HARRIS, R.; SOLLIS, R. **Applied Time Series Modeling and Forecasting**. England: John Wiley & Sons, 2003, p. 302.

HOFFMANN, R. **Estatística para economistas**. 4 ed. São Paulo: Pioneira Thompson Learning, 2006. 430 p.

HOUCK, J. P. An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 59, n. 3, p. 570 – 572, 1977

IBGE. Produção Agrícola Municipal. Disponível em <<www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 05 jan. 2012.

IBGE. Pesquisa de Orçamentos Familiares. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/sipd/decimo_primeiro_forum/POF_simplificada.pdf>>. Acesso em: 05 jan. 2012.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 1, p. 231-254, 1988.

JUDGE, G. G. et al. **Introduction to the Theory and Practice of Econometrics**. Canada: John Wiley & Sons, 1988, p. 1024.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root: How sure are we that economic series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1, p. 159-178, 1992.

LASS, D. A. Asymmetric Response of Retail Milk Prices in the Northeast Revisited. **Agribusiness**, v. 21, n. 4, p. 493-508, 2005.

MA; T. Testing Oligopolistic Behaviors: Conduct and Cost in Taiwan's Flour Market. **Agribusiness**, v 28, n 1, p. 1-14, 2012.

MARION, B. W.; GEITHMAN, F. E. Concentration Price Relations in Regional Fed Cattle Markets. **Food Marketing Policy Center**, n. 25, p. 1-23, 1994

MARQUES, P. V.; AGUIAR, D. R. D. **Comercialização de produtos agrícolas**. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, v. 13, 1993, 295 p.

MARSHALL, A. **Principles of Economics**. New York: Macmillan Company, ed. 8, 344 p.

MARTIN, S. Market Power and/or Efficiency. **The Review of Economics and Statistics**, v. 70, n. 2, p. 331-335, may 1988.

MASON, E. S. Price and production policies of large-scale enterprise. **American Economic Review**, n. 29, v. 01 p.61-74, mar. 1939.

MATTOS, Leonardo Bornacki de, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, abril de 2008. **Efeitos de custos de transação sobre a integração espacial de mercados regionais de carne de frango no Brasil**. Orientadora: Viviani Silva Lirio. Co-orientadores: Antônio Carvalho Campos e João Eustáquio de Lima.

MATTOS, L. B.; LIMA, J. E.; LIRO, V. S. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Piracicaba, v. 47, n. 1, p. 249-274, jan /mar 2009.

MENDONÇA, T. G.; LIMA, J. E.; LÍRIO, V. S.; PEREIRA, V. F. Integração Espacial no Mercado Brasileiro de Soja em Grão, no período de 1994-2008. **Análise Econômica**, v. 29, n. 55, p. 235-258, mar 2011.

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

MEYER, J., VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 55, n. 3, 2004. p. 581-611, 2004.

MILOCA, L. M.; SAURIN, G.; STADUTO, J. A. R. O processo de coordenação de cadeias agroalimentares: uma análise da cadeia produtiva da mandioca no Paraná. **Artigos ABAM**. Paranaíba, p. 1-14, 2009.

NASCIMENTO, M. L. Mandioca é cultura de grande importância no contexto social e econômico do Estado. **Imprensa SEAGRI**, Bahia, 18 jun. 2010. Disponível em: <<www.seagri.ba.gov.br/noticias.asp?prt=true&qact=view&exibir=clipping¬id=21044>>. Acesso em: 10 jun. de 2012.

OSPINA-PATINO, M. T.; EZEDINMA, C.; TAMASHIRO H. R. S. Rural markets integration: the case of traditional cassava food products. In: International Agribusiness PAA-Pensa Conference. VIII. 2011. Campinas. **Anais Eletrônicos...** Buenos Aires, 2011. Disponível em: <<http://www.pensaconference.org/viii_paa-pensa_conference/esp/>>. Acesso em: 02 jul. 2012.

PHILLIPS, P. C. B. Time Series Regression with a Unit Root. **Econometrica**, v. 55, n. 1, p. 277-301, 1987.

PIERCE, R.; TREBILCOCK, M.; THOMAS, E. **Beyond Gridlock**: the case for greater integration of regional electricity markets. Toronto: C.D. Howe Institute, mar 2006, 25 p. (Commentary, 228)

PITELLI, M. M. **Testes de preços para a determinação do mercado relevante geográfico e de produto: uma aplicação empírica ao mercado brasileiro de compra de bovinos.** 2008. P. 157. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba. 2008.

PORTO, S. Escassez de raiz provoca aumento do preço da fécula. **Associação Brasileira dos Produtores de Amido de Mandioca - ABAM.** Paranaíba, 28 ago. 2003. Notícias. Disponível em: <<http://www.abam.com.br/not.php?id=23>>. Acesso em: 11 set. 2010

RANGEL, M. A. S.; CARDOSO, C. E. L.; TAKAHASHI, M.; OTSUBO, A. A. Implantação e desenvolvimento da produção integrada de mandioca em cinco regiões produtoras do Brasil. **Revista Raízes e Amidos Tropicais**, Botucatu, v. 3, p.1-4, 2007.

RAVALLION, M. Testing market integration. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 68, n. 1, p. 102-109, Feb. 1986. FAMINOW, M.D.; BENSON, B.L. Integration of spatial markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 72, n. 1, p. 49-62, Feb. 1990.

SANTANA, J. A.; AGUIAR, D. R. D. Asymmetry in Farm to Retail Price Transmission: Evidence from Brazil. **Agribusiness**, v. 18, n. 1, p. 37-48, 2002.

SANTINI, G. A.; OLIVEIRA, S. C.; PIGATTO, G. Análise da relação das variáveis preço e produção da mandioca tipo indústria no estado de São Paulo, 1996 a 2008. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 40, n. 3, p. 41-52, mar. 2010.

SANTOS, J. Z. **Poder de Mercado no Varejo de Etanol no Estado de São Paulo.** (Dissertação título de Mestrado em Economia – Centro de Ciências e Tecnologias para Sustentabilidade, Universidade Federal de São Carlos). Sorocaba, 2012.

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

SEXTON, R.J.; KING, C.L.; CARMAN, H.F. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to U.S. celery. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 73, n. 4, p. 568-580, Nov. 1991.

SHEPHERD, W. G. The elements of market structure. **Review of Economics and Statistics.** Cambridge, v. 54, n 1, p. 25-37, fev. 1972.

SCHERER, F. M.; ROSS, D. **Industrial Market Structure and Economic Performance.** Boston: Houghton Mifflin, 3 ed., 1990. (Abstract)

SILVA, A. S.; VASCONCELOS, C. R. F.; VASCONCELOS, S. P.; MATTOS, R. Transmissão assimétrica de preços: o caso do mercado de gasolina a varejo nos municípios do Brasil. In: Encontro Nacional de Economia ANPEC. 39. 2011. Foz do Iguaçu. **Anais eletrônicos.** Foz do Iguaçu, 2011. 1 CD-ROM.

SILVA, J. R.; ASSUMPÇÃO, R.; VEGRO, C. L. R. A inserção da fécula de mandioca no mercado de amido. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 30, n. 7, p. 31-44, jul. 2000.

SILVA, J. R.; 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, out./dez 2009.

SILVA NETO, W. A; PARRÉ, J. P. Assimetria na Transmissão de Preços: Evidências Empíricas. **Documentos Técnico Científicos**, v. 43, n. 1, p. 109 – 123, 2012.

SIMS, C. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1–48, 1980

SOUSA, E. P.; CAMPOS, A. C. Transmissão de Preços no Mercado Brasileiro de Soja. In: 46º CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL. Rio Branco, AC, 2008. **Anais eletrônicos**. Rio Branco, 2008.

SOUZA, E. R.; STADUTO, J. A. R.; ROCHA JÚNIOR, W. F. R.; RINALDI, R. N. A cultura da mandioca na região oeste do Paraná: um estudo da coordenação da cadeia sob a ótica da teoria dos contratos. **Organizações rurais e agroindustriais**, Lavras, v. 7, n. 1, p. 11-22, 2005.

SOUZA, L. S. et al. Prefacio. In SOUZA, L. S. et al. (Ed.) **Aspectos socioeconômicos e agrônômicos da mandioca**. Cruz das Almas: Embrapa Mandioca e Fruticultura Tropical, 2006, 817 p.

SOUZA, L. S.; FIALHO, J. F. Cultivo da mandioca para a região do Cerrado. **Sistemas de Produção**, Embrapa Mandioca e Floricultura, v. 8, jan. 2003. Disponível em: http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Mandioca/mandioca_cerrados/importancia.htm. Acesso em: 22 de jun. de 2012.

U.S. Census Bureau. **Win X-12 Version 2.0: A Windows Interface for X-12-ARIMA**. Demetra Lytras, jan, 2011.

VEGRO, C. L. R.; VILPOUX, O.; SILVA, J. R. Análise da distribuição de farinha de mandioca nos supermercados da cidades de São Paulo. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 26, n. 1, p. 39-49, jan, 1996.

VILPOUX, O. Competitividade da mandioca no Brasil, como matéria-prima para o amido. **Informações Econômicas**, São Paulo, v.38, n. 11, p. 27-38, nov. 2008.

_____. Desempenho dos arranjos institucionais e minimização dos custos de transação: transações entre produtores e fecularias de mandioca. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 49, n. 2, p. 271-294, abr/jun. 2011.

_____. Étude des coordinations verticales entre entreprises transformatrices de manioc et producteurs agricoles au sud du Brésil. 1997. 233 p. Tese (Doutorado em Engenharia de Produção)– Institut National Polytechnique de Lorraine - INPL. Cergy-Pontoise (França), 1997. (Resumo)

WANE, A.; GILBERT, S.; DIBOGLU, S. Critical values of the empirical *F-distribution* for *threshold* autoregressive and momentum threshold models. **OpenSIUC**, Department of

Economics Southern Illinois University, Illinois, n. 13 (discussion papers), 2004. 18 p. Disponível em < http://opensiuc.lib.siu.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1022&context=econ_dp> . Acesso em: 05 jan. 2012.

WILLAMSON, O. E. **The Economic Institutions of Capitalism: firms, markets, relational contracting**. New York: The free Press, 1985

_____. Desempenho dos arranjos institucionais e minimização dos custos de transação: transações entre produtores e feccularias de mandioca. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, São Paulo, v. 49, n. 2, p. 271-294, abr/jun 2011.

WOLFRAM, R. Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches- Some Critical Notes. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 53, n. 2, p. 356-59, 1971.

ZYLBERSZTAJN, D. Conceitos gerais, evolução e apresentação do sistema agroindustrial. In: ZYLBERSZTAJN, D.; NEVES, M. F. (Org.). **Economia e gestão dos negócios agroalimentares**. São Paulo: Pioneira, 2000. p.1-21.