

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL - UFRGS**  
**CENTRO DE ESTUDOS E PESQUISAS EM AGRONEGÓCIOS**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONEGÓCIOS**

**Valdemir Angelo Westerich Filho**

**TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO DE MILHO BRASILEIRO:  
UM ESTUDO DAS REGIÕES SUL E CENTRO-OESTE**

**Porto Alegre**

**2014**

**Valdemir Angelo Westerich Filho**

**TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO DE MILHO BRASILEIRO:  
UM ESTUDO DAS REGIÕES SUL E CENTRO-OESTE**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Agronegócios da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Agronegócios.

Orientador: Prof. Dr. Luiz Carlos Federizzi  
Co-orientador: Prof. Dr. João Armando Dessimon Machado

**Porto Alegre**

**2014**

## CIP - Catalogação na Publicação

Westerich Filho, Valdemir Angelo  
Transmissão de preços no mercado de milho  
brasileiro: Um estudo das regiões Sul e Centro-Oeste  
/ Valdemir Angelo Westerich Filho. -- 2014.  
123 f.

Orientador: Luiz Carlos Federizzi.  
Coorientador: João Armando Dessimon Machado.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do  
Rio Grande do Sul, Centro de Estudos e Pesquisas em  
Agronegócios, Programa de Pós-Graduação em Agronegócios,  
Porto Alegre, BR-RS, 2014.

1. Vetor de Correção de Erro. 2. Lei do Preço  
Unico. 3. Causalidade. 4. Transmissão de Preços. 5.  
Commodity. I. Federizzi, Luiz Carlos, orient. II.  
Dessimon Machado, João Armando, coorient. III. Título.

**VALDEMIR ANGELO WESTERICH FILHO**

**TRANSMISSÃO DE PREÇOS NO MERCADO DE MILHO BRASILEIRO:  
UM ESTUDO DAS REGIÕES SUL E CENTRO-OESTE**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Agronegócios da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Agronegócios.

Aprovada em \_\_\_\_\_ de \_\_\_\_\_ de \_\_\_\_\_.

**BANCA EXAMINADORA**

\_\_\_\_\_  
Prof. Dr. Paulo Regis Ferreira da Silva - UFRGS

\_\_\_\_\_  
Prof. Dr. Leonardo Xavier da Silva - UFRGS

\_\_\_\_\_  
Prof. Dr. Edson Talamini - UFRGS

\_\_\_\_\_  
Prof. Dra. Maria Flávia de Figueiredo Tavares - ESPM

\_\_\_\_\_  
Orientador – Prof. Dr. Luiz Carlos Federizzi – UFRGS

\_\_\_\_\_  
Co-Orientador – Prof. João Armando Dessimon Machado - UFRGS

*Ao meu avô, Dirso Danieli.*

## **AGRADECIMENTOS**

Expresso meus agradecimentos;

À minha família, meu pai Valdemir e minha mãe Ivana, por estarem sempre me dando todo o suporte necessário, manterem meus pés no chão e por dedicarem as suas vidas à minha.

Ao meu orientador Prof. Dr. Luiz Carlos Federizzi, por sempre encontrar uma forma de me ajudar durante todo esse processo, além de ser um exemplo de simplicidade e competência.

Ao meu Co-orientador Prof. Dr. João Armando Dessimon Machado por sua disponibilidade, conduta profissional e dedicação ao trabalho.

Ao professor Homero Dewes, por possibilitar uma quebra nas limitações do meu pensamento e conduzir boas reflexões durante o período do mestrado.

A todos os demais professores do CEPAN, que possibilitaram o engrandecimento do meu conhecimento.

À Dienice Ana Bini, por sua disponibilidade, paciência e gratuidade em me ajudar durante esse período.

Aos bons amigos feitos em Porto Alegre que tornaram a estadia longe da família mais suportável e também ajudaram a fazer esses dois anos passarem mais rápido.

## RESUMO

O mercado do milho no Brasil tem demonstrado algumas mudanças nos últimos anos aumentando sua importância no agronegócio. Por esse motivo, tem sido maior a necessidade de estudo de suas características. O objetivo da presente dissertação consiste em verificar como se dá a transmissão de preços entre os mercados regionais dessa commodity no Brasil a nível de produtor, com foco nos estados da região Sul e Centro-Oeste, devido à sua importância para a produção nacional. Além disso, também foi buscado analisar como os preços dos estados analisados reagem ao preço cotado na bolsa de valores para saber qual sua relação com o mercado externo. O método de pesquisa utilizado foi: teste de raiz unitária; teste de cointegração; vetor de correção de erro; teste de causalidade de Granger e teste de impulso-resposta. Os resultados do teste de cointegração indicam que há transmissão de preços entre todos os estados analisados, bem como os estados respondem a oscilações de preços do mercado externo a longo prazo. O fato de existir cointegração entre os estados é condição suficiente para se afirmar que existe relação linear de equilíbrio para a qual o sistema converge, validando os pressupostos da Lei do Preço Único e a integração. Todos os estados apresentaram resposta significativa a mudanças de preços no estado de Santa Catarina pelo vetor de correção de erro (VEC), mostrando que esse estado tem forte influência na formação de preços dos estados das duas regiões analisadas. No curto prazo foi observado que os estados de Mato Grosso e Rio Grande do Sul não recebem influência direta das oscilações de preços dos outros mercados, enquanto os estados de Paraná, Santa Catarina e Goiás parecem ser interdependentes a curto prazo, pois apresentam relativa correlação. Além disso, a função impulso resposta demonstra também que um impulso nos preços do estado de Santa Catarina gera resposta significativa nos preços dos outros estados de forma geral, e um impulso no preço do estado de Goiás também gera uma reação forte no preço do estado do Mato Grosso.

Palavras-chave: Transmissão de Preços. Milho. Vetor de Correção de Erro. Lei do Preço Único. Causalidade.

## ABSTRACT

The corn market in Brazil has shown some changes in recent years increasing its importance in agribusiness. For this reason has increased the need for more studies related to this market's characteristics . The objective of this dissertation is to check how is the price transmission between regional markets in Brazil at producer level for this commodity, focusing on states of the South and Midwest of the country, because of its importance to the national production. Furthermore, it was also sought to analyze how the prices of the analyzed states react to the price quoted on the stock market, looking for understanding how is its relationship with the external market. The research method used was: the unit root test , cointegration test , vector error correction; Granger causality test and impulse response test. The result of the cointegration test indicates that there is price transmission between all the states analyzed as well as states respond to price fluctuations on the stock market in the long run . The existence of cointegration between the states is sufficient to say that there is a linear equilibrium relationship to which converges the sistem, validating the assumptions of the Law of One Price and the integration condition. All states showed significant responses to price changes in the state of Santa Catarina by the vector error correction ( VEC ) , showing that this state has a strong influence on the pricing of the states on the two regions. In the short term it was observed that the states of Mato Grosso and Rio Grande do Sul receive no direct influence from the prices of other markets, while the states of Paraná, Santa Catarina and Goiás seem to be interdependent in the short term because they present a correlation . As well, the impulse response function also shows that a surge in prices in the state of Santa Catarina generates a significant response in prices of other states in general, and a boost in the price of Goias also generates a strong reaction in the price of Mato Grosso.

Keywords : Price Transmission. Corn. Vector Error Correction . Law of One Price . Causality.



## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 - Representação do problema de pesquisa.....	18
Figura 2 - Esquema do processo de comercialização.....	24
Figura 3 - Fatores que influenciam a formação de preços dos produtos agrícolas.....	28
Figura 4 - Representação de dois mercados independentes.....	32
Figura 5 - Representação de dois mercados integrados.....	33
Figura 6 - Representação da produção, consumo e estoques mundiais.....	38
Figura 7 - Participação dos principais países na produção mundial de milho, média das safras 2003/04 a 2007/08 e 2008/09 a 2013/14 .....	39
Figura 8 - Estoque final de milho nos Estados Unidos, China e Total Mundial, safras 1970/71 a 2012/13.....	40
Figura 9 - Participação dos países nas Exportações e Importações mundiais a partir da média das safras 2008/09 a 2012/13.....	41
Figura 10 - Cadeia produtiva do milho.....	42
Figura 11 - Evolução da área plantada brasileira de milho na 1º e 2º safras e no total do ano, safras de 1976/77 a 2012/13.....	43
Figura 12 - Evolução das exportações brasileiras de milho em toneladas e em milhões de dólares (US\$) de janeiro de 2006 a dezembro de 2013.....	44
Figura 13 - Área plantada e colhida total e nas regiões brasileiras de 2003 a 2012. ....	47
Figura 14 - Participação dos principais estados na produção total de milho no Brasil, safra 2003/04 e 2012/13.....	48
Figura 15 - Evolução da produtividade de milho em toneladas/hectare nos estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul e a média nacional de 2003 a 2012.....	49
Figura 16 - Evolução da área plantada total, de primeira safra e segunda safra no estado do Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina nas safras de 1995/96 a 2013/14.....	50
Figura 17 – Evolução dos preços médios mensais do milho ao produtor no Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul e na BM&F.....	51
Figura 18 – Sazonalidade em porcentagem dos preços nos estado do Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina.....	52
Figura 19 – Comportamento dos estoques no estado do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul de janeiro de 2001 a julho de 2013 .....	53
Figura 20 – Evolução da área plantada total, de primeira safra e segunda safra no estado de Mato Grosso e Goiás.....	55

<b>Figura 21 – Evolução da produtividade de milho em toneladas/hectare nos estados de Mato Grosso e Goiás e a média nacional de 2003 a 2012 .....</b>	<b>55</b>
<b>Figura 22- Evolução dos preços médios mensais do milho ao produtor no estado de Mato Grosso, Goiás e na BM&amp;F, em R\$/saca, janeiro de 1995 a julho de 2013.....</b>	<b>56</b>
<b>Figura 23– Sazonalidade em porcentagem dos preços nos estado do Mato Grosso e Goiás.....</b>	<b>57</b>
<b>Figura 24 – Comportamento dos estoques no estado de Mato Grosso e Goiás de janeiro de 2001 a julho de 2013.....</b>	<b>58</b>
<b>Quadro 1 – Nomenclatura das variáveis utilizadas na análise e as respectivas séries representadas.....</b>	<b>72</b>
<b>Figura 25 – Função Impulso Resposta nas variáveis analisadas.....</b>	<b>85</b>

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Países de destino das exportações brasileiras de 2010 a 2013.....	45
Tabela 2 – Exportações de milho e amido de milho nos estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul em 2012 e 2013.....	53
Tabela 3 – Exportações de milho e amido de milho nos estados de Mato Grosso e Goiás em 2012 e 2013.....	59
Tabela 4 – Resultado do teste de sazonalidade nas variáveis das séries de preços dos estados de Goiás, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e as cotações obtidas na bolsa de mercadorias BM&F BOVESPA.....	74
Tabela 5 – Resultados dos testes ADF e DF-GLS em nível para as séries mensais logaritimizadas de preços dos estados de Goiás, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e as cotações obtidas na bolsa de mercadorias BM&F BOVESPA, junho de 1995 a julho de 2013.....	75
Tabela 6 – Definição do número de defasagens do modelo VAR, para as séries mensais logaritimizadas de preços dos estados de Goiás, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e as cotações obtidas na bolsa de mercadorias BM&F BOVESPA, junho de 1995 a julho de 2013.....	76
Tabela 7 – Teste do traço para cointegração das séries mensais logaritimizadas de preços dos estados de Goiás, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e as cotações obtidas na bolsa de mercadorias BM&F BOVESPA, junho de 1995 a julho de 2013.....	77
Tabela 8 – Teste do Maximo Autovalor para cointegração das séries mensais logaritimizadas de preços dos estados de Goiás, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e as cotações obtidas na bolsa de mercadorias BM&F BOVESPA, junho de 1995 a julho de 2013.....	77
Tabela 9 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo vetorial de correção de erros (VEC) para a variável referente aos preços do estado de Goiás em relação às outras variáveis, junho de 1995 a julho de 2013.....	78
Tabela 10 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo vetorial de correção de erros (VEC) para a variável referente aos preços do estado do Mato Grosso em relação às outras variáveis, junho de 1995 a julho de 2013.....	80
Tabela 11 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo vetorial de correção de erros (VEC) para a variável referente aos preços do estado do Rio Grande do Sul em relação às outras variáveis, junho de 1995 a julho de 2013.....	81

<b>Tabela 12 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo vetorial de correção de erros (VEC) para a variável referente aos preços do estado do Paraná em relação às outras variáveis, junho de 1995 a julho de 2013.....</b>	<b>82</b>
<b>Tabela 13 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo vetorial de correção de erros (VEC) para a variável referente aos preços do estado do Santa Catarina em relação às outras variáveis, junho de 1995 a julho de 2013.....</b>	<b>83</b>
<b>Tabela 14 – Teste de causalidade a curto prazo baseado no VEC das variáveis analisadas.....</b>	<b>84</b>

## LISTA DE SIGLAS E ABREVIATURAS

ADF – Aumentado de Dickey – Fuller

BM&F – Bolsa de Mercadorias e Futuros

BOVESPA – Bolsa de Valores do Estado de São Paulo

CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada

CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento

DERAL-PR – Departamento de Economia Rural do Paraná

DF-GLS – Dickey Fuller – Mínimos Quadrados Generalizados

EPAGRI – Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural

FGV – Fundação Getúlio Vargas

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IMEA – Instituto Matogrossense de Economia Aplicada

LPU – Lei do Preço Único

SEAPA – Secretaria da Agricultura, Pecuária e Agronegócio

SIDRA – Sistema IBGE de Recuperação Automática

USDA – United States Department of Agriculture

VAR – Modelo de Autorregressão Vetorial

VEC – Modelo de Vetorial de Correção de Erros

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO .....</b>	<b>15</b>
<b>1.1 Problema de pesquisa e justificativa .....</b>	<b>17</b>
<b>1.2 Objetivos.....</b>	<b>20</b>
1.2.1 Objetivo geral.....	20
1.2.2 Objetivos específicos .....	20
<b>2 REFERENCIAL TEÓRICO .....</b>	<b>22</b>
<b>2.1 A comercialização de produtos agrícolas .....</b>	<b>22</b>
2.1.1 Conceito de comercialização .....	22
2.1.2 Custos, Margens e Mark-up de comercialização.....	25
<b>2.2 Características dos preços agrícolas e políticas governamentais .....</b>	<b>27</b>
<b>2.3 Integração de mercados .....</b>	<b>30</b>
<b>2.4 Transmissão de preços .....</b>	<b>34</b>
<b>3 CENÁRIOS.....</b>	<b>37</b>
<b>3.1 Cenário mundial da produção de milho.....</b>	<b>37</b>
<b>3.2 Cenário da produção de milho no Brasil .....</b>	<b>42</b>
<b>3.3 Características regionais da produção.....</b>	<b>46</b>
3.3.1 A região Sul .....	48
3.3.2 A região Centro-Oeste .....	54
<b>4 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS .....</b>	<b>60</b>
<b>4.1 Considerações gerais .....</b>	<b>60</b>
<b>4.2 Modelo teórico.....</b>	<b>61</b>
<b>4.3 Modelo analítico .....</b>	<b>64</b>
4.3.1 Teste de Raiz Unitária.....	64
4.3.2 Cointegração .....	65
4.3.3 Mecanismo de Correção de Erro (VEC).....	68
4.3.4 Causalidade de Granger .....	69
<b>4.4 Base de dados .....</b>	<b>70</b>
<b>5 RESULTADOS E DISCUSSÃO .....</b>	<b>74</b>
<b>6 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>87</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>91</b>
<b>APÊNDICE A - TESTE DE SAZONALIDADE PREÇO DEFLACIONADO GO .....</b>	<b>100</b>
<b>APÊNDICE B - TESTE DE SAZONALIDADE PREÇO DEFLACIONADO MT .....</b>	<b>101</b>
<b>APÊNDICE C - TESTE DE SAZONALIDADE PREÇO DEFLACIONADO PR .....</b>	<b>102</b>
<b>APÊNDICE D - TESTE DE SAZONALIDADE PREÇO DEFLACIONADO RS .....</b>	<b>103</b>

APÊNDICE E - TESTE DE SAZONALIDADE PREÇO DEFLACIONADO SC.....	104
APÊNDICE F - TESTE DE SAZONALIDADE PREÇO DEFLACIONADO SP (BM&F BOVESPA).....	105
APÊNDICE G - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM NÍVEL PREÇO DEFLACIONADO GO .....	106
APÊNDICE H - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM 1º DIFERENÇA PREÇO DEFLACIONADO GO .....	107
APÊNDICE I - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM NÍVEL PREÇO DEFLACIONADO MT .....	108
APÊNDICE J - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM 1º DIFERENÇA PREÇO DEFLACIONADO MT.....	109
APÊNDICE K - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM NÍVEL PREÇO DEFLACIONADO PR .....	110
APÊNDICE L - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM 1º DIFERENÇA PREÇO DEFLACIONADO PR .....	111
APÊNDICE M - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM NÍVEL PREÇO DEFLACIONADO RS .....	112
APÊNDICE N - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM 1º DIFERENÇA PREÇO DEFLACIONADO RS .....	113
APÊNDICE O - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM NÍVEL PREÇO DEFLACIONADO SC .....	114
APÊNDICE P - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM 1º DIFERENÇA PREÇO DEFLACIONADO SC .....	115
APÊNDICE Q - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM NÍVEL PREÇO DEFLACIONADO SP .....	116
APÊNDICE R - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM 1º DIFERENÇA PREÇO DEFLACIONADO SP .....	117
APÊNDICE S – TESTE PARA ESCOLHA DO NÚMERO DE DEFASAGENS MODELO VAR .....	118
APÊNDICE T – VALORES PARA O GRÁFICO DE IMPULSO RESPOSTA PREÇO DEFLACIONADO GO .....	119
APÊNDICE U – VALORES PARA O GRÁFICO DE IMPULSO RESPOSTA PREÇO DEFLACIONADO MT .....	120
APÊNDICE V – VALORES PARA O GRÁFICO DE IMPULSO RESPOSTA PREÇO DEFLACIONADO PR .....	121
APÊNDICE Y – VALORES PARA O GRÁFICO DE IMPULSO RESPOSTA PREÇO DEFLACIONADO RS .....	122
APÊNDICE X – VALORES PARA O GRÁFICO DE IMPULSO RESPOSTA PREÇO DEFLACIONADO SC .....	123

## 1 INTRODUÇÃO

A partir da década de 1990, a atividade agropecuária passou por uma intensa reestruturação. A economia globalizada e a abertura da economia de diversos países causaram grandes transformações no ambiente institucional. No mesmo movimento, a atividade agropecuária também passa pelo processo de modernização, de forma a buscar a expansão e a otimização econômica. Passou-se a observar a produção agrícola e os rebanhos por uma visão sistêmica, onde os setores se influenciam. Segundo Bacha (2003), a visão sistêmica do complexo agroindustrial abrange o conjunto de atividades realizadas pela agropecuária e pela sucessão de atividades vinculadas à produção e a transformação de produtos agropecuários e florestais.

Além disso, no mercado de produtos agropecuários é inerente a presença de risco e incerteza. Conforme Marques e Mello (1999), riscos como as mudanças climáticas, pragas, doenças e outros fatores impedem de fazer uma estimativa precisa da sua produção. Se faz portanto necessária a utilização de mecanismos de proteção contra as oscilações de mercado.

O risco de flutuações adversas de preços é um dos que mais afetam os produtores rurais, e uma das decisões mais fundamentais e árduas com que se deparam ao final de cada safra é, sem dúvida, a de comercializar ou armazenar seu produto à espera de melhores preços. Pelas suas características, os preços dos produtos agrícolas estão sujeitos a oscilações, são de difícil previsão e geram dificuldades na tomada de decisão.

Pela teoria econômica, o preço de mercado é determinado mediante interação de consumidores e produtores. Logicamente, essa situação é plausível em contextos específicos de mercado (feira livre). Nas economias mais desenvolvidas, com a separação geográfica entre a produção e o consumo, essa interligação ao longo do sistema de comercialização é executada pelos intermediários (transportadores, armazenadores, agroindústrias), que se preocupam com o encaminhamento da produção.

A execução de tais serviços e funções de comercialização resulta em certo custo, que será incorporado ao preço do produto e repassado aos consumidores



finais. Dessa forma, torna-se fundamental entender a formação e a transmissão de custos e preços nos diversos níveis do sistema de comercialização.

Partindo desses pressupostos, o mercado do milho apresenta essas características comuns às commodities agrícolas. A sazonalidade e o excesso ou escassez do produto também são representativos no gerenciamento do risco e incerteza. A concentração da oferta de milho em períodos de safra, e escassez em períodos de entressafra participam ativamente das oscilações de preço ao nível de produtor. Cabe enfatizar que a cultura do milho é uma das principais atividades produtivas do agronegócio no Brasil. Destaca-se no cenário estratégico mundial como um dos fundamentais segmentos a serem explorados a fim de se alcançar a sustentabilidade almejada para as condições futuras.

Devido à importância da produção dessa commodity tanto no âmbito nacional quanto mundial, é relevante observar as relações estabelecidas na sua comercialização. A caracterização do comportamento do mercado do milho torna possível o aprimoramento das funções referentes à cadeia produtiva.

A tendência de crescimento da produção de alimentos devido ao aumento populacional faz com que mercados de grande significância, como o do milho, sejam observados com maior atenção. A demanda crescente faz com que a dinâmica dessa cadeia produtiva tenha cada vez maior agilidade para atender às necessidades dos consumidores. Com o conhecimento dos principais fatores que prejudicam a comercialização dos produtos agrícolas é possível buscar alternativas que tornem a produção mais sustentável para todos os agentes da cadeia.

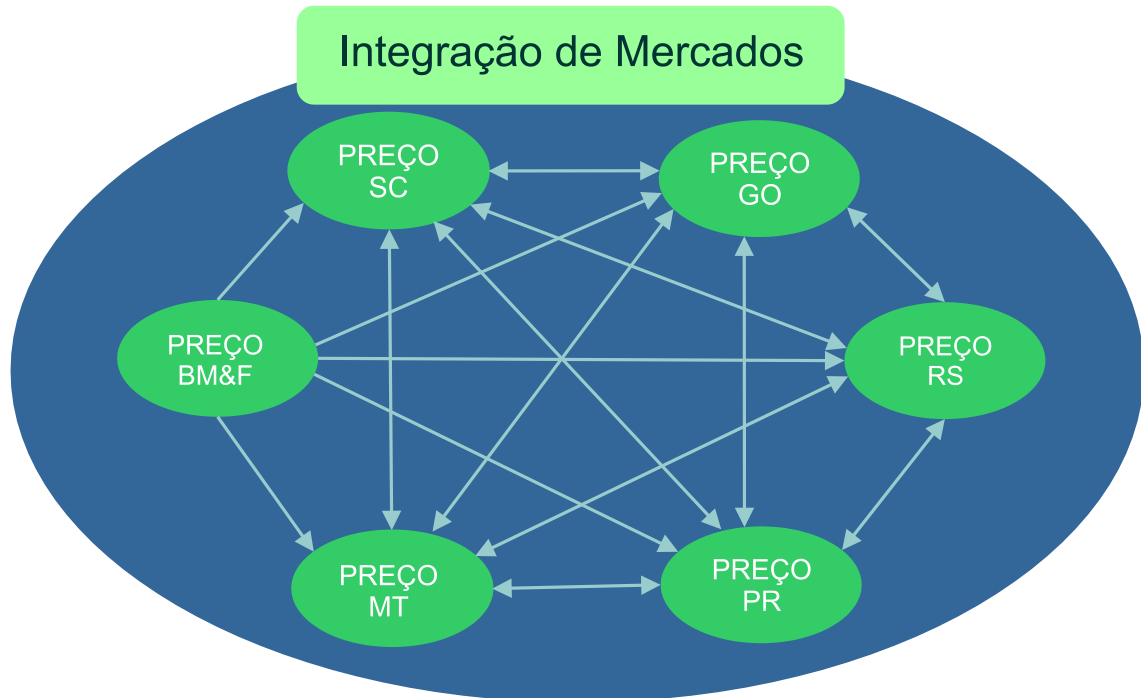
Por essas razões, o presente trabalho busca analisar como ocorrem essas interações no contexto brasileiro, tendo como base os estados que apresentam maior relevância na produção de milho. Com a caracterização do mercado nessas regiões é possível caracterizar a produção nacional. O panorama da produção permite que se observem as principais limitações do crescimento desse importante mercado e instiga a busca por soluções que levem à otimização da produção e à influência do país nas negociações dessa commodity.

## 1.1 Problema de pesquisa e justificativa

O mercado de milho pode ser caracterizado como um dos mais arriscados do setor de grãos no Brasil. A formação de preços se diverge entre regiões durante as épocas do ano, com fatores domésticos e externos tendo impactos distintos entre as mesmas. A volatilidade dos preços no mercado do milho é uma das principais características dessa cadeia produtiva. Nos diferentes estados existem variações significativas que inviabilizam o desenvolvimento do mercado dessa commodity no Brasil. Fatores como as variações nos custos de transporte, demanda internacional e demanda interna, produzem diferentes efeitos nos mercados dos diferentes estados criando um ambiente instável. Essas oscilações prejudicam a comercialização e levam muitos agentes da cadeia a outras alternativas que não a produção de milho.

A cultura se caracteriza por ter a produção pulverizada no território brasileiro, mesmo assim, algumas regiões detêm uma alta concentração da produção, como é o caso da região Sul e a região Centro-Oeste que juntas representam mais de 70% do que é produzido. Têm-se como fundamento que as regiões produtoras só atingem a eficiência econômica se operarem de forma integrada a fim de que os eventuais déficits e superávits reflitam os preços locais, sinalizando as desejadas movimentações de suprimentos a curto prazo, e ajustes de produção, em médio e longo prazos. Dessa forma, este trabalho tem por objetivo buscar respostas para o seguinte questionamento: Existe influência entre os preços dos estados analisados?

A figura 1 esquematiza a forma como serão observadas as relações entre os preços dos diferentes estados das regiões Sul (Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul) e Centro-Oeste (Goiás e Mato Grosso). Além disso será observada a influência do preço registrado na Bolsa de Mercadorias e Futuros nesses respectivos mercados regionais. Toma-se como princípio que os preços estaduais não interferem no preço registrado na bolsa, dessa forma considera-se essa interação específica, unilateral.



**Figura 1 – Representação do problema de pesquisa**

Fonte: Elaborado pelo autor.

A importância da análise da integração facilita a tomada de decisão dos agentes envolvidos e contribui para aumentar a eficiência alocativa no mercado, além de possibilitar maior especialização do comércio, o que resulta em melhoria no bem-estar de produtores e consumidores. Por esse motivo, é importante desenvolver estudos que busquem conhecer as interdependências de preços de diferentes mercados da commodity. Tais estudos contribuem para a tomada de decisão dos agentes acerca da produção e da comercialização.

Esta dissertação tem como ponto de partida os seguintes aspectos: as oscilações no preço do petróleo, o aumento no consumo da commodity como alimento, e a segurança alimentar.

De certa forma, os fatores citados acima tem uma relação de interdependência e não podem ser observados de forma isolada. São as decisões tomadas de acordo com as finalidades da produção que posicionam as oscilações do preço da commodity no âmbito mundial.

Com o aumento nos preços do petróleo, os biocombustíveis passam a se comportar como uma alternativa atraente do ponto de vista econômico além de explorarem o viés sustentável devido à redução na emissão de CO<sub>2</sub>. Existe todo um engajamento político que envolve o uso de biocombustíveis que trouxe um estímulo

na destinação de parte da produção de milho para esse fim. Países como Estados Unidos e Brasil têm legislação específica de aumento do percentual de etanol e biodiesel misturados à gasolina e ao óleo diesel, respectivamente, de forma a atenuar o consumo de petróleo, o que causa oscilação nos preços devido ao aumento esperado na demanda a longo prazo.

Outro fator de grande influência é o aumento do consumo dessa commodity para alimentação. A China tem se apresentado como um grande consumidor de commodities agrícolas desde que passou a importar produtos de outros países. Com o aumento da renda do país nos últimos anos, a demanda por milho cresce de forma acelerada. Além disso, o crescimento da população global, de forma geral, traz consigo a expectativa de aumento significativo no consumo da commodity (DALLA LIBERA, 2009).

Aliando o aumento da demanda devido ao maior consumo de milho, com a “nova” aptidão da cultura para a produção de etanol destinado aos biocombustíveis se forma um paradoxo relacionado à segurança alimentar. O consumo é aumentado não só para a alimentação, mas também mais áreas são destinadas para a produção da cultura. Enquanto isso, os estoques diminuem devido ao desvio do uso do grão para produção de biomassa, fazendo com que haja diminuição na oferta de alimentos e, por conseguinte, um aumento nos preços.

Os fatores citados acima são refletidos no panorama mundial de produção da cultura e, conseqüentemente afetam diretamente países como o Brasil, que apresenta grande representatividade na produção da commodity. Percebe-se que há uma mudança na dinâmica produtiva da cultura no país além de um aumento na destinação da mesma para atender a essa demanda do mercado externo por influência desses fatores.

Na sequência deste trabalho serão apresentados os objetivos, geral e específicos. Em seguida, o referencial teórico de forma a elucidar os principais aspectos do tema abordado contando com grande número de informações atuais referentes à pesquisa e foram estruturados de forma a fornecer argumentos para a sustentação do problema de pesquisa e oferecer o direcionamento para a definição do método.

O referencial teórico foi estruturado da seguinte forma: i) a comercialização dos produtos agrícolas; ii) Características dos preços agrícolas e políticas governamentais; iii) integração de mercados; iv) transmissão de preços.

Para elucidar de forma devida o cenário que se pretende analisar, foi dedicado uma seção para a caracterização do mercado do milho no âmbito mundial e nacional, além da descrição detalhada das regiões que serão o foco da pesquisa. Foi buscado o maior número de informações atuais e de fontes confiáveis de forma a construir uma descrição das características dos mercados em questão.

Por fim, apresenta-se o método de pesquisa e os modelos utilizados, os resultados pertinentemente discutidos e as considerações finais resultantes.

## **1.2 Objetivos**

A seguir estão descritos os objetivos, geral e específicos, que se pretendeu alcançar com este estudo.

### **1.2.1 Objetivo geral**

Analisar a ocorrência de transmissão de preços a nível de produtor nos estados do Sul e Centro-Oeste brasileiros da commodity milho, identificando as principais características do mercado.

### **1.2.2 Objetivos específicos**

- Caracterizar o mercado do milho nacional, bem como nas regiões sul e centro-oeste;
- Comparar o comportamento dos preços nos diferentes estados produtores;

- Verificar a intensidade da transmissão de preços no período de junho de 1995 a julho de 2013 nos estados analisados;
- Identificar o sentido de causalidade da transmissão;
- Simular a resposta entre os estados a partir de impulsos nos preços dentre os mesmos.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 A comercialização de produtos agrícolas

#### 2.1.1 Conceito de comercialização

A comercialização é um fenômeno comum no mundo desde a antiguidade, e está presente de alguma forma nas diferentes economias principalmente com a abertura de mercados ocorrida nas últimas décadas em vários países.

Vários são os conceitos utilizados para definir a comercialização. De forma a tentar eliminar a abstração existente no conceito de mercado, a microeconomia postula que um mercado consiste em um grupo de compradores e vendedores que, por meio de suas interações efetivas ou potenciais, determinam o preço de um produto ou um conjunto de produtos (PINDYCK, 2002).

Em um sentido restrito, a comercialização pode ser definida como o conjunto de operações que se iniciam com a criação dos produtos agrícolas e culminam em sua utilização ao nível do consumidor final. Dessa forma, pode-se afirmar que a comercialização é nada mais que a continuação do processo de produção.

Para Dosi (1984), a comercialização nas economias industrializadas caracteriza-se pela interdependência dos diferentes e vários segmentos produtivos, que influencia e é influenciada pelos padrões de mudança tecnológica dos outros segmentos, mediante difusão de inovações, mudança em preços relativos e demanda derivada.

Já de acordo com Barros (1987), abordando um sentido mais amplo, é possível definir a comercialização de duas formas: A primeira é que a comercialização compreende o conjunto de atividades realizadas por instituições que se acham empenhadas na transferência de bens e serviços desde o ponto inicial até que eles atinjam o consumidor final. Além disso, a comercialização compreende atividades que resultam na transformação dos bens, mediante utilização de recursos produtivos – capital e trabalho - que atuam sobre a matéria-

prima agrícola. A segunda trata a comercialização como um processo social através do qual a estrutura de demanda de bens e serviços econômicos é antecipada ou ampliada e satisfeita através da concepção, promoção, intercâmbio e distribuição física de tais bens e serviços (STEELE, VERA E WELSH, 1971).

Ainda deve-se ressaltar que a comercialização é um processo social que envolve interações entre agentes econômicos através de instituições apropriadas como o mercado, que deve ser entendido como o “local” em que operam as forças da oferta e demanda, através de vendedores e compradores, de tal forma que ocorra a transferência de propriedade da mercadoria através de operações de compra e venda (BARROS, 1987). Mesmo apresentando essa relevância, segundo Leite e Pessoa (2002), grande parte dos agentes envolvidos não consegue obter nem gerir informações sobre a diversidade de produtos e mercados, bem como sobre a variedade de canais de comercialização existentes.

Segundo Barros (1987) a comercialização exerce alterações sobre a matéria-prima agrícola de três naturezas: forma, tempo e espaço. No primeiro, através do processamento combinam-se recursos produtivos para alterar a forma do bem. Nos outros dois, há um processo de produção que emprega recursos na criação de serviços de armazenamento (tempo) e transporte (espaço). Marques e Aguiar (1993) ainda acrescentam um quarto tipo de transformação que é a alteração de posse, ou seja, a transferência do produto do produtor ao consumidor final, a partir do intermediário.

Dessa forma, pode-se afirmar que a agricultura tem o papel de atividade primária persistente, cujos resultados são apresentados como intermediários na interfase produção-consumidor. Essa intermediação, em sua função, contribui para valorizar os produtos. A comercialização agrícola é uma esfera da circulação de mercadorias e da circulação de capitais, pois direciona a produção agrícola para o mercado seja na forma in natura ou semi-processada.

A comercialização de produtos agrícolas ganha forma nos diversos agentes que compõem sua cadeia que compreende os alicerces e as fases pelas quais os produtos passam (processamento, armazenamento e etc.) até chegar ao mercado consumidor. Tais fases podem ser iguais, padronizadas ou diferentes, destacando especificidades locais e regionais, ou ainda, evidenciando a integração de atores sociais que visam minimizar problemas e promover o crescimento econômico.



Vários são os agentes que compõem a cadeia de comercialização agrícola. Isso interfere no movimento desse produto desde a exploração até o consumidor final. A complexidade dos circuitos de comercialização em termos de número de diferentes agentes que intervêm na comercialização do produto tem a ver tanto com a organização do setor, quanto com o produto em questão e/ou com as exigências do consumidor (CHONGO, 2008).

A inter-relação desses diversos agentes define os preços dos produtos agrícolas no mercado, porque os preços finais são resultantes do preço da produção, da sua qualidade, da sazonalidade e da circulação da mercadoria, a qual pode envolver muitos outros atores que intermediam esse processo.

Segundo Mendes e Padilha Jr. (2007), entre a produção e o consumo há uma série de funções desempenhadas pelos agentes envolvidos, e o processo de comercialização pode ser dividido em três fases distintas: concentração, equilíbrio e dispersão (Fig. 2).

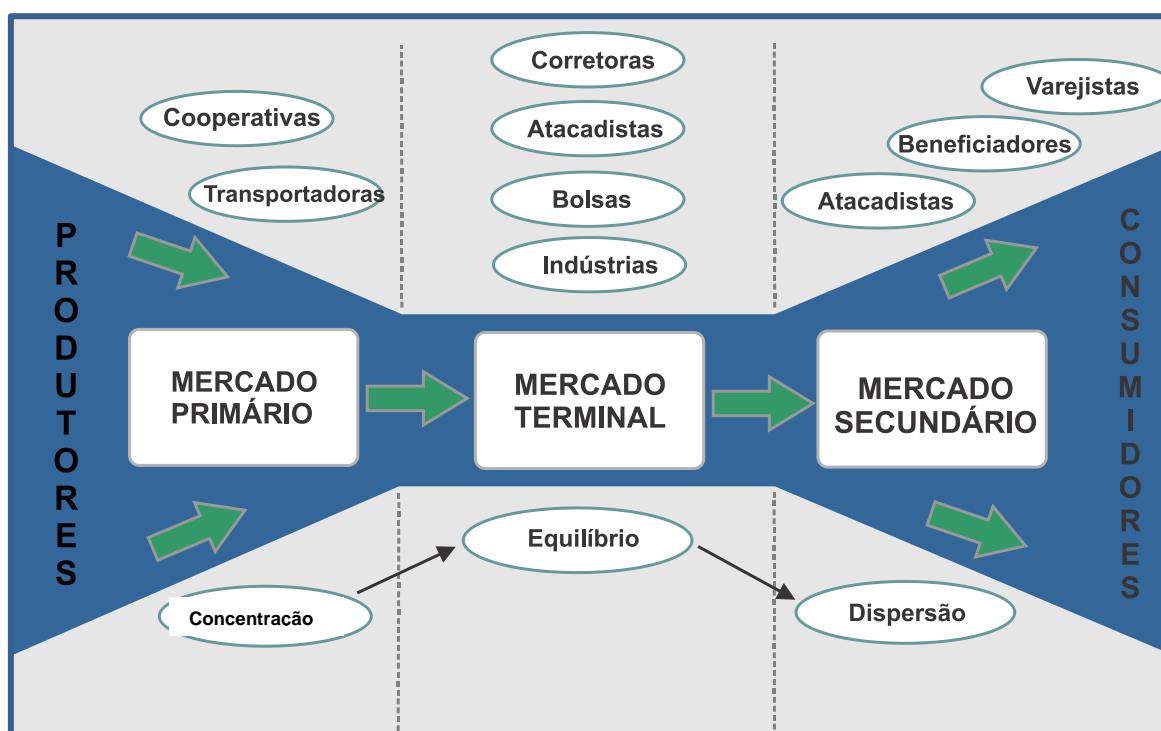


Figura 2 - Esquema do processo de comercialização

Fonte: Mendes e Padilha Jr (2007)

Segundo o autor, o primeiro processo, que é o chamado processo de concentração inclui a procura e a reunião de produto produzido pelo grande número de agricultores. O Processo de equilíbrio é definido pelas atividades que regulam o

fluxo de produção (sazonal) em função da taxa de consumo (mais ou menos constante ao longo do ano). E o último, que é chamado processo de dispersão consiste na subdivisão dos grandes lotes reunidos na concentração e encaminhamento para o consumo no lugar, no tempo, na forma e na quantidade desejados pelos consumidores.

Nesse sentido, a cadeia produtiva se aprimora e agrega novos elementos no contexto comercial a partir de características básicas de fluxo instantâneo de capitais financeiros, abertura de mercados, desenvolvimento das telecomunicações, mudanças nos papéis dos Estados-nação e nas relações de produção-consumo. Tais características têm contribuído para o aparecimento de novas estratégias socioeconômicas no que se referem aos setores de produção, comércio e consumo de alimentos.

No Brasil, essa variação ocorre, principalmente, em função das condições naturais e econômicas. As condições econômicas se justificam nos fatos históricos, isto é, nas formas como o Estado tem trabalhado para a geração de riqueza na agricultura brasileira e nas políticas públicas definidas para a viabilização da produção e para a consolidação de espaços de comercialização. Por suas dimensões espaciais, o Brasil apresenta aptidão para o plantio de diversas culturas agrícolas, desde as que perpassam climas tropicais a temperados. Além disso, possui solos e disponibilidade de água que favorecem quase todas as regiões nacionais. Todavia, mesmo em meio às políticas de promoção do espaço agrário, ainda tem faltado, no país, incentivos diretos na estruturação e na produção agrícola e comercial.

### 2.1.2 Custos e Margens de comercialização

A demanda por produtos agropecuários refere-se não apenas à matéria-prima em si mas também ao conjunto de serviços de comercialização adicionados a ela, como transporte, armazenamento, processamento, embalagem e promoção, entre outros. Dessas atividades intermediárias que separam o produtor do

consumidor no espaço e no tempo, resulta um custo de comercialização que será incorporado ao preço do produto para o consumidor.

Segundo Mendes e Padilha Jr. (2007) a margem de comercialização representa a maneira por meio da qual o gasto efetuado pelo consumidor é decomposto ao longo do sistema de comercialização, remunerando os intermediários, por serviços executados, e o produtor, pela geração da matéria prima.

Margem e custo de comercialização são dois conceitos inter-relacionados e, por isso, às vezes, confundidos entre si. A execução das etapas da comercialização envolvem um custo incorrido pelos comerciantes na forma de salários, aluguéis, insumos diversos, depreciações, juros e etc. A determinação do custo de comercialização envolve o levantamento desses vários itens, o que é mais difícil do que o levantamento dos preços dos produtos nos diversos níveis de mercado (BARROS, 1987). A partir desses preços é que se determinam as margens de comercialização. Baseado nessa afirmação, a proposta desse trabalho é observar como se comportam esses diferentes preços dos estágios de comercialização, baseados em espaço e tempo, nos diferentes estados.

A margem é dada pela diferença entre o preço pelo qual um intermediário (ou um conjunto de intermediários) vende uma unidade de produto e o pagamento que ele faz pela quantidade equivalente que precisa comprar para vender essa unidade (JUNQUEIRA e CANTO, 1971). Dessa forma as margens são utilizadas principalmente para avaliar o desempenho dos mercados de acordo com a sua evolução.

As margens resultam da operação de um mecanismo de transmissão de preços em que estão envolvidos três mercados, quais sejam, o mercado do produto final, o mercado da matéria prima agrícola e o mercado de insumos de comercialização. Desta maneira, a comercialização é vista como um processo de “produção” como citado anteriormente, e as margens, longe de possuírem comportamentos erráticos, têm que apresentar certos padrões de comportamento, os quais dependem, das estruturas dos mercados envolvidos. Esses padrões, se originam de diferentes causas, de tal forma que a cada uma delas está associado um padrão de comportamento compatível com o grau de competitividade dos mercados (BARROS, 1987).

Ainda em relação às margens de comercialização, Mendes e Padilha Jr. (2007) ressaltam quais são os fatores que afetam as mesmas de forma mais intensa. Segundo os autores, perecibilidade, grau de processamento, relação volume/peso ou volume/valor, sazonalidade da produção, instabilidade de preço do produto, entre outros, são alguns dos fatores que afetam as margens.

## **2.2 Características dos preços agrícolas**

A caracterização dos preços agrícolas é fundamental quando se estuda a comercialização. Dentro da cadeia de um produto agrícola, o preço é determinado a partir de vários fatores que são essenciais nos negócios realizados. O preço é o “balizador” das negociações, e o estudo de suas características gerais torna melhor o entendimento do processo como um todo.

A característica fundamental dos preços agropecuários é a instabilidade, ou seja, apresentam elevado grau de variabilidade (volatilidade) no decorrer do tempo. Segundo Mendes e Padilha (2007) Jr., os principais fatores que fazem com que esse fenômeno ocorra são: a falta de previsão devido às intempéries do tempo, pragas e doenças; difícil previsão pelo lado da oferta; sazonalidade e a elasticidade dos preços.

Os autores afirmam que devido à instabilidade dos preços, os produtores rurais sofrem drástica redução na receita da propriedade rural quando ocorrem safras elevadas sem ganhos de produtividade. Além disso, a formação de preços nos mercados agropecuários segue, basicamente as mesmas regras de mercado dos demais bens e serviços finais gerados na economia, com algumas ressalvas.

Para Kimura (1998), os principais fatores que influenciam na formação do preço de um produto agropecuário são demonstrados na Figura 3, sendo que a imprevisibilidade associada à administração de tais preços consiste no fato de que alguns desses fatores não podem ser previstos, sendo apenas observados ou estimados.



**Figura 3 – Fatores que influenciam a formação de preços dos produtos agrícolas**

Fonte: Adaptado de Kimura (1998).

O esquema permite a observação de que são vários os fatores contribuintes na formação de preço de um produto e grande parte deles tem como característica a imprevisibilidade de forma a ser fator impeditivo de uma estimação acurada. Fatores como o clima por exemplo, tem influência nos preços. Devido a alta imprevisibilidade e grande dependência das culturas desse fator para uma produção satisfatória o fator climático pode produzir oscilações nos preços do mercado agrícola.

Segundo Barros e Martines Filho (1987), a contínua variação dos preços dos produtos agrícolas é função direta da incidência de choques sobre esse mercado. Enquanto no mercado de bens industriais, os choques acontecem principalmente em razão de problemas relacionados com o lado da demanda, no caso dos produtos agrícolas esses choques assumem um caráter mais complexo, podendo afetar os preços tanto pelo lado da oferta, por meio dos problemas de várias fontes que afetem a produtividade, ou pelo lado da demanda, via

modificações nos instrumentos de políticas econômicas (MARGARIDO; KATO; UENO, 1994).

É importante lembrar que desde o início da década de 1970, face à grande instabilidade de preços dos produtos agrícolas em escala internacional, destaca-se maior interesse dos economistas em procurar chegar às causas das flutuações nos mesmos. Segundo Marques e Sousa (1995), as flutuações nos preços agrícolas podem ser desdobradas em três fatores: tendência, ciclo e sazonalidade.

A tendência pode ser observada a partir de uma série histórica de preços, permitindo a observação de queda, subida ou estabilização dos preços. Não havendo grandes mudanças nos fatores que agem sobre um determinado mercado, seria de se esperar que os preços mantivessem a tendência indicada pela série histórica. Alterações na tendência podem ser ligadas a fatores como inovações tecnológicas, mudanças de hábitos, diferenças no crescimento da taxa de oferta e demanda, etc.

Os ciclos dizem respeito a flutuações que ocorrem em períodos maiores que um ano, associadas geralmente ao produtor e seu comportamento diante do mercado e o ciclo de produção do produto. Já a sazonalidade é caracterizada por um movimento de preços ao longo do ano devido às estações do ano que definem a safra e entressafra agrícola e hábitos dos consumidores.

Mendes e Padilha Jr. (2007) citam ainda um quarto fator chamado aleatoriedade. Segundo esses autores, aleatoriedade são flutuações erráticas ou residuais de uma série temporal que existem após se levar em conta efeitos sistemáticos de tendência, da sazonalidade e dos ciclos. Esse é um movimento oscilatório não sistemático, de curta duração e sem repetição, cujas variações são imprevisíveis devido ao fato de que decorrem de fenômenos incontroláveis.

Os preços das Commodities agrícolas se formam nas bolsas de mercadorias e futuros internacionais e através da dedução dos custos de transporte, armazenamento e impostos chega-se aos preços nas várias regiões de comercialização do mercado físico (Spot).

Aguiar (1990) relata que é importante analisar a formação de preços tanto a respeito de seus determinantes teóricos quanto em relação à sua mensuração empírica. Enquanto a preocupação teórica consiste em encontrar relações que se repetem sistematicamente, dadas às mesmas condições, a preocupação empírica

consiste em mensurar essas relações e testar as hipóteses formuladas através da teoria.

Barros (1987) afirma que o mecanismo de formação e determinação dos preços e produção agrícola opera sob dependência de uma superestrutura institucional, dada prioritariamente pelo grau de competitividade do mercado e pelo grau de intervenção governamental do mesmo.

Para descrever a formação de preços no âmbito nacional é importante também observar o histórico da adoção dos instrumentos referentes à políticas agrícolas no setor. Conforme Chiodi (2006), a formação do preço do milho no mercado brasileiro até o final dos anos 1980 se dava em uma economia fechada e com fortes intervenções governamentais. Dentre as políticas agrícolas intervencionistas, destaca-se a Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM), que objetivava garantir renda aos produtores e oferta adequada dos produtos. Tal política atuou em diversas regiões, mantendo maior concentração na região Sul, principalmente no estado do Paraná.

Nos anos 1990 houve uma modificação na estrutura de formação de preços nacionais dos produtos agrícolas devido a abertura econômica. Nesse período as oscilações das cotações internacionais passam a influenciar o comportamento dos preços domésticos do mercado. Dessa forma, com menos intervenção do governo no setor, surgem novas formas de apoio à agricultura que reduzem os gastos do setor público em relação à PGPM. Surgem nessa época os Contratos de Opções de Venda e o Prêmio de Escoamento da Produção (PEP).

Partindo-se da descrição das características dos preços agrícolas, é possível começar a desenvolver as definições de integração dos mercados de forma a entender como os mercados estaduais se comportam na formação do preço da commodity.

### **2.3 Integração de mercados**

O aumento das negociações, a maior possibilidade de uso de informações e o avanço tecnológico são adventos da globalização. Esses fatores que são

influenciadores do perfil do agronegócio atual, permitiram maior interrelação entre os mercados, assim como maior interação entre os mesmos. Com essa maior ligação entre mercados o conjunto de interações passa a ser mais complexo.

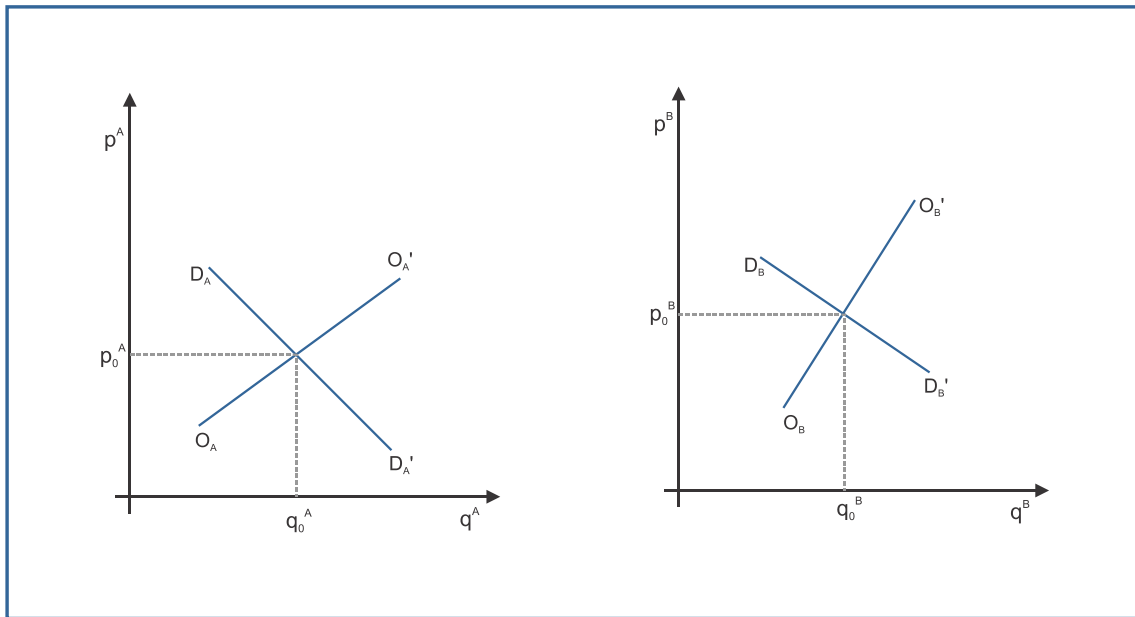
Segundo Barret (2001), o enfoque do estudo de integração de mercados era baseado no conceito de transacionabilidade. Nesse conceito, a premissa básica é de que se, por exemplo, dois países importam o mesmo bem, e um intermediário é indiferente em exportar para um ou outro país, faz com que a mercadoria seja transacionável entre os dois mercados e, quanto maiores os fluxos comerciais, mais integrados estão os mercados. Porém essa abordagem é limitada, pois dois mercados independentes podem apresentar fluxo de mercadorias sem necessariamente estarem interligados.

Portanto, o autor estabelece uma diferenciação do conceito de integração de mercados sob a ótica da transacionalidade (fluxos comerciais de mercadorias) e integração de mercados sob a ótica da eficiência de mercado (baseado no preço de equilíbrio). Dessa forma, a eficiência dos mercados só é obtida quando o preço em dois mercados difere somente pelos custos de transação, ou seja, faz referência à alocação eficiente de recursos escassos e serviços, tendo como consequência a convergência de preços.

Nesse contexto, destaca-se a Lei do Preço Único (LPU) que postula que se a comercialização ocorrer e todas as oportunidades de arbitragem lucrativa se extinguirem, os preços são equalizados aos custos de comercialização (BARRET, 2001).

Para que a integração de mercados seja compreendida pode-se propor uma situação onde existam dois mercados independentes (A e B), hipoteticamente separados geograficamente e que apresentem a mesma mercadoria mas se encontram impossibilitados de comercializar (Figura 4).





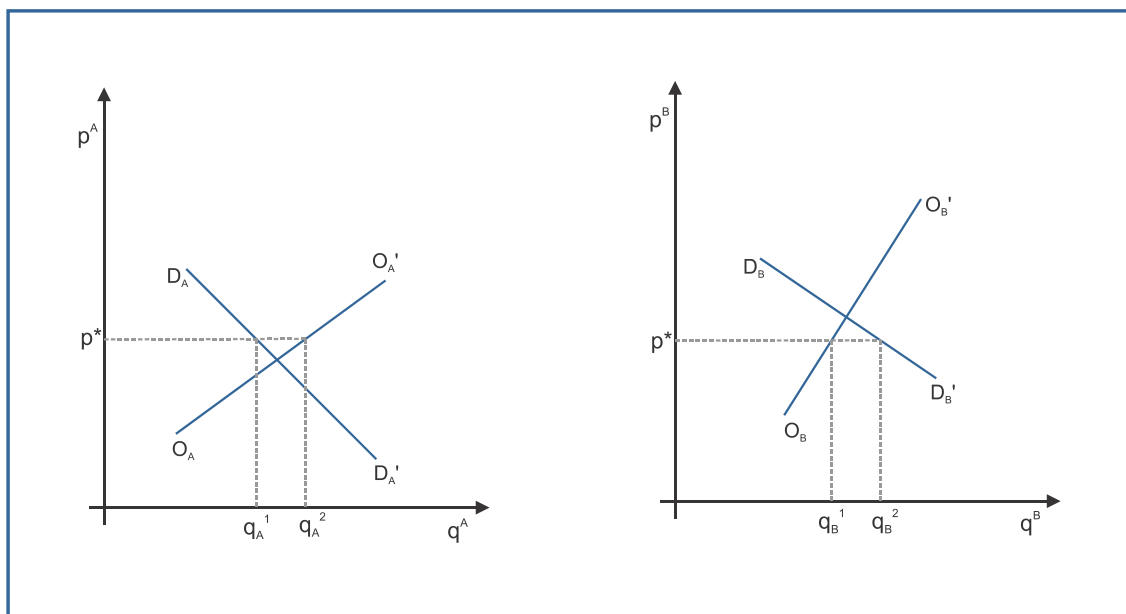
**Figura 4 – Representação de dois mercados independentes**

Fonte: Adaptado de Costa e Momesso Jr. (2006).

A intersecção da curva de oferta e demanda determina o preço e a quantidade de equilíbrio em cada mercado. No mercado A, o preço de equilíbrio corresponde a  $p_0^A$  e a quantidade de equilíbrio é  $q_0^A$ . No mercado B, o preço de equilíbrio é  $p_0^B$  e a quantidade de equilíbrio é  $q_0^B$ . É importante salientar que na ilustração,  $p_0^A$  é menor que  $p_0^B$ .

Quando existem diferenças significativas no preço de uma mercadoria, são dadas condições para as chamadas operações de arbitragem, que podem ser descritas como a prática de comprar a um preço mais baixo em uma localidade para vender a um preço maior em outra, segundo Pindyck e Rubinfeld (2004). Se os referidos mercados estiverem integrados, a principal consequência destas operações é perceptível na convergência dos preços.

Se, na situação hipotética for assumido que os mercados A e B estabeleçam relações comerciais, novos preços e quantidades de equilíbrio irão ocorrer, conforme ilustrado na figura 5.



**Figura 5 – Representação de dois mercados integrados**

Fonte: Adaptado de Costa e Momesso Jr. (2006).

Observa-se na figura 5 a LPU e as operações de arbitragem definidas anteriormente. As mercadorias se movimentam do mercado que apresenta menor preço para o mercado de maior preço, acarretando uma transferência de oferta do mercado A para o mercado B. Com essa interação entre os dois mercados fará com que os preços em ambos os mercados sejam iguais, partindo do pressuposto de que sempre existirá alguém disposto a comprar no mercado de menor preço e vender no mercado de maior preço.

Para Ardeni (1989), o conceito de LPU está relacionado diretamente ao processo de arbitragem, o qual garante, no longo prazo, a equalização de preços, expressa em unidade corrente comum. Por meio da arbitragem, os mercados com menores preços serão induzidos ao aumento de preços, decorrente da elevação da demanda, e os que apresentam maiores preços tenderão a reduzi-los, devido ao aumento da oferta. Tal processo ocorre até que esses preços se tornem igual nas duas regiões em questão.

Segundo Krugman e Obstfeld (2005), a Lei do Preço Único estabelece que em mercados concorrenciais livres de custos de transporte e barreiras comerciais, bens idênticos vendidos em mercados diferentes devem ser vendidos pelo mesmo preço, quando seus preços são indicados em termos da mesma moeda.

O presente trabalho busca pelo conceito de integração de mercados com enfoque na LPU como base para a análise da integração entre os mercados

regionais de milho brasileiro mesmo ciente das limitações dessa abordagem. Considera-se que o efeito das limitações é menor em relação à essa análise com base no fato de que a pesquisa busca observar o relacionamento dos preços dentro de um único país, onde grande parte das condições de negociação sejam similares. Os cenários das regiões em questão serão descritos de forma mais aprofundada em uma seção específica posteriormente.

## **2.4 Transmissão de preços**

Baseado nos conceitos descritos anteriormente, a transmissão de preços busca observar e analisar a dinâmica de preços entre mercados integrados de forma a mensurar o grau de integração entre os mercados analisados. Para Balcombe e Morrisson (2002), o conceito de transmissão de preços está alicerçado em três componentes principais: i) co-movimento de preços e ajustamento integral, que implica em transmissão completa em algum ponto no tempo; ii) dinâmica e velocidade de ajustamento e iii) assimetria de resposta (as variações de preço são transmitidas simetricamente ou assimetricamente entre mercados).

A proposta do estudo de transmissão de preços é alicerçada na relação existente entre séries de preços, seja entre o mercado mundial e um mercado doméstico, um mercado para outro, ou de um elo para outro ao longo da cadeia, permitindo observar como um choque de preços é transmitido de um mercado para outro. Conforme Rapsomanikis, Hallam e Conforti (2003), esses estudos são frequentemente usados para testar as predições da teoria econômica e fornecem importantes informações sobre como mudanças em um mercado são transmitidas para outro, refletindo a extensão da integração de mercado.

Para Findlay e O'Rourke (2001), quando se trata do mercado de commodities, a convergência dos preços é o melhor indicador de integração de mercados, pois esta dinâmica reflete todos os custos relevantes gerados pelo comércio. Além dos custos de transporte, foram incluídas barreiras comerciais, os efeitos de estruturas de mercado monopolizadas, custos associados com guerras, dentre outros.

A completa transmissão de preços entre dois mercados é definida como uma situação onde, mudanças de preço em um mercado são transmitidas para os preços do outro mercado, sendo que neste caso os mercados estão integrados, seguindo os postulados da LPU. Ainda, segundo Aguiar (1993), a transmissão de preços busca responder em que nível se origina e como se transmitem as variações dos preços, qual é o período e intensidade, e se há ou não assimetria nessa transmissão.

A análise de transmissão de preços vem sendo utilizada por vários autores nas publicações voltadas para o agronegócio de forma a buscar entender melhor o funcionamento desses mercados, sobretudo sobre preços nacionais e internacionais.

Margarido et al. (1999) mediram a elasticidade de transmissão entre a CBOT, os preços praticados no porto de Rotterdam e os preços domésticos no Brasil e Argentina para a soja. Os autores concluíram que as variações nos preços de Rotterdam são transmitidas com maior intensidade e mais rapidamente para os mercados do Brasil e Argentina quando comparadas às variações da CBOT. Com isso, os autores inferiram que o lado da demanda (representado pelos preços de Rotterdam) exerce maior influência nos referidos mercados do que o lado da oferta (CBOT, cotações baseadas em expectativas futuras).

Holland e Giembinsky (2003) observaram como se dá essa transmissão no mercado da soja, em particular dos preços domésticos e estrangeiros. Os resultados do trabalho demonstraram que os preços da soja apresentam movimentos muito similares entre as diversas praças, mas que os preços externos, representados pelos preços em Chicago, parecem preceder os preços domésticos, representados pela praça São Paulo, mais do que o inverso.

Embora grande parte dos estudos foque no mercado de soja e na sua relação com o mercado externo, alguns trabalhos também analisam o mercado do milho. Os estudos desenvolvidos por Costa e Ferreira Filho (2000), que analisaram outras commodities além do milho, e Santos et. al., que se preocuparam em verificar a relação de preços do milho entre os mercados doméstico e internacional.

No entanto, a transmissão de preços pode ser também enfocada em uma análise regional, como é o caso do trabalho de Alves et. al. (2006), que abordaram essa temática para diversas commodities, dentre elas o milho, no estado do Paraná. Chiodi (2006) considerou os estados da região Sul, Sudeste e Centro-Oeste para

analisar a dinâmica do processo de formação de preços no mercado regional de milho, entre 1996 e 2004. Esta pesquisa não analisou a decomposição da variância dos erros de previsão e a função de impulso resposta, que são propostas desse trabalho.

O trabalho de Dalla Libera (2009) estudou a transmissão dos preços no mercado físico e futuro das commodities milho e soja e a transmissão de preço entre esses mercados. Como resultados, pode-se observar nesse trabalho que existe uma relação de longo prazo entre as commodities e os preços de uma são refletidos no preço da outra nos mercados físico e futuro.

Vale ressaltar que todos os trabalhos citados se referem ao estudo de transmissão de preços em mercado de commodities. Isso se deve às características dos produtos agrícolas, sendo que os demais produtos que não se enquadram nos requisitos para serem considerados commodities, são estudados dentro do enfoque vertical (produtor, atacado, varejo).

### 3 CENÁRIOS

Esta seção pretende descrever a respeito do cenário atual da produção de milho no contexto mundial e nacional, de forma a servir como base para as discussões a respeito dos dados obtidos na análise de transmissão de preços nas regiões brasileiras. Também serão descritas as regiões Sul e Centro-Oeste que são objetivo de estudo, de forma detalhada para melhor compreensão da situação na qual a pesquisa se encontra relevante.

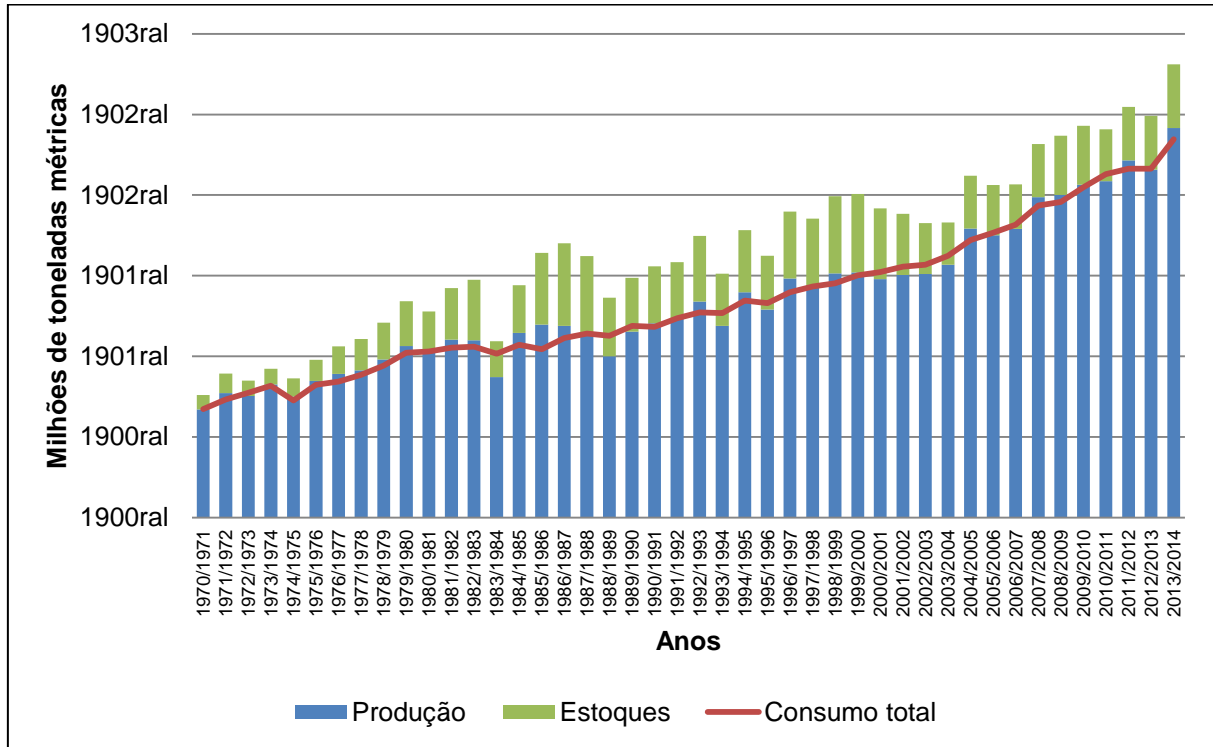
#### 3.1 Cenário mundial da produção de milho

O milho é um cereal com ampla versatilidade de uso pela diversidade de subprodutos oriundos de sua produção. Existem dados de que o milho surgiu aproximadamente, a 7000 anos, e se dispersou por todos os continentes e é atualmente um dos cereais mais produzidos no mundo. Pode-se dizer que é uma cultura estratégica sob o ponto de vista de segurança alimentar, de desenvolvimento regional e de afirmação comercial. A partir do milho se obtêm mais de 500 derivados usados para diferentes finalidades, o que demonstra a relevância do estudo dirigido ao mercado dessa commodity.

Em termos de produção mundial, o milho apresenta uma tendência de crescimento, devido ao aumento gradativo da demanda pela commodity. No final da década de 1990, a produção de milho superou a produção de trigo, tornando-se o grão mais produzido no mundo. Se forem comparados dados da produção na safra de 1990/91, em torno dos 481 milhões de toneladas, com a estimativa de produção da safra 2013/14, em torno de 966 milhões de toneladas, observa-se que a produção dobrou em quantidade.

A figura 6 apresenta o crescimento da produção da commodity ao longo das últimas quatro décadas e sua relação com o consumo mundial do grão. Além disso, são observadas as quantidades de estoques ao final de cada safra. É possível perceber que tanto a produção quanto o consumo mundial andam alinhados, com oscilações tanto na oferta maior que a demanda quanto o contrário ao longo dos

anos. Além disso, percebe-se que na última década, os estoques mundiais de milho são menores do que no passado.



**Figura 6 – Representação da produção, consumo e estoques mundiais de milho.**

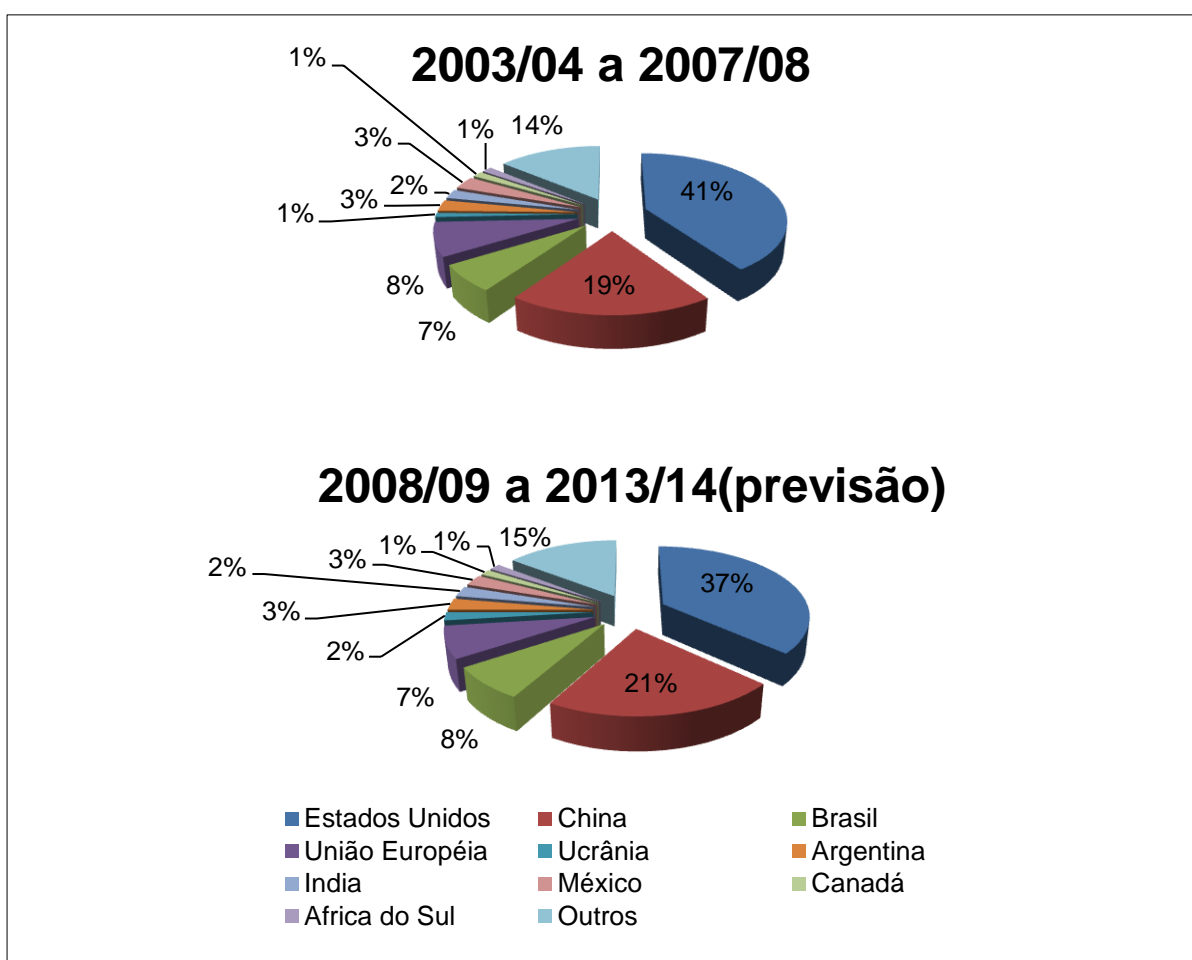
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do FAS/USDA (2014).

Os principais produtores e consumidores de milho no mundo são os Estados Unidos e a China. Pode-se dizer que o mercado de preços internacional da commodity é dependente das condições de oferta e demanda nesses dois países. No caso dos Estados Unidos, incentivos financeiros e políticas governamentais que beneficiam a inserção de biocombustíveis na sua matriz energética norte americana tem aumentado significativamente a expectativa de consumo deste país. Já na China, o aumento de consumo está relacionado ao aumento da renda dos chineses, acarretando em maiores importações de milho e também de carnes, setor que tem como insumo o milho (CARVALHO, 2007). Esse crescimento no consumo tanto norte americano quanto chinês, tem causado um desajuste em relação à quantidade demandada e à quantidade ofertada.

Juntos, Estados Unidos e China respondem por aproximadamente 60% da produção de milho mundial. Mesmo assim, outros países têm crescido em representatividade produtiva, entre eles o Brasil. A safra 2012/2013 apresentou uma

grande oscilação na produção mundial devido à uma grande seca ocorrida nos Estados Unidos, que ocasionou uma queda na participação do país na produção mundial da commodity.

Embora tenha havido essa oscilação, é possível observar pelo histórico produtivo que na última década a representatividade dos países na produção se manteve relativamente estável. Se comparada a participação produtiva dos países com produção mais representativa na média das safras de 2003/04 a 2007/08 com a média das safras 2008/09 a 2013/14 (previsão), percebe-se que há leve decréscimo na produção norte americana enquanto países como China e Brasil apresentam tendência de crescimento (Figura 7).



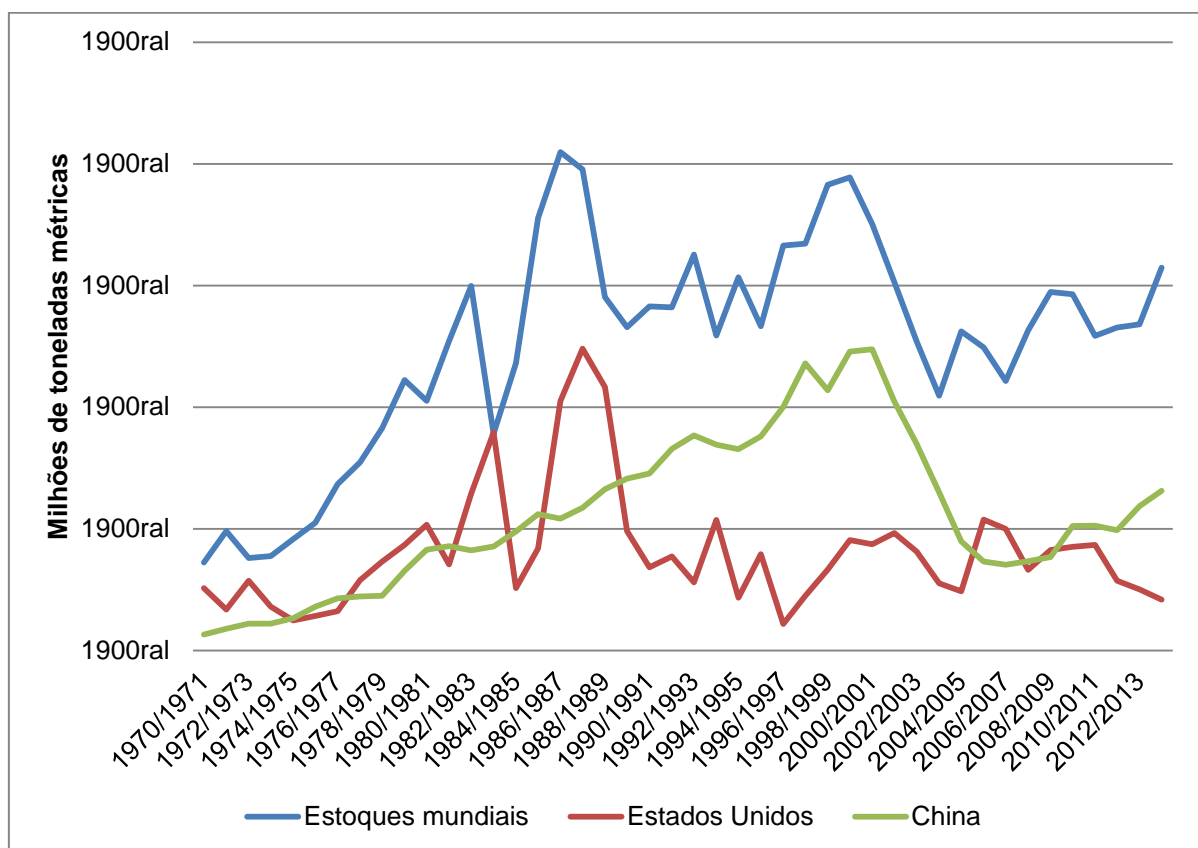
**Figura 7 – Participação dos principais países na produção mundial de milho, média das safras 2003/04 a 2007/08 e 2008/09 a 2013/14.**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do FAS/USDA (2014).

A figura 8 apresenta os estoques mundiais, dos Estados Unidos e China desde os anos 1970. Percebe-se que, na década de 1990, a política de estoques da



China passou a influenciar significativamente o nível de estoques mundiais do produto, que antes era influenciado principalmente pelo nível de estoque norte-americano.

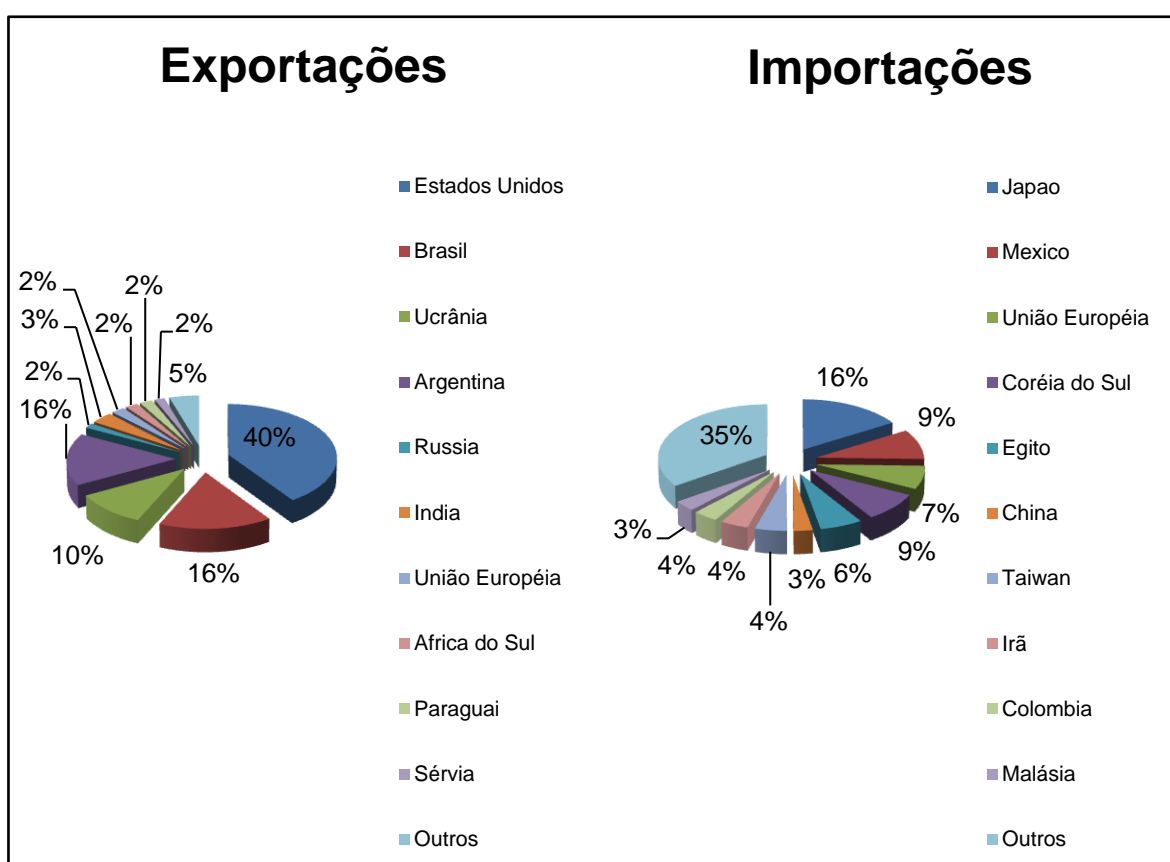


**Figura 8 – Estoque final de milho nos Estados Unidos, China e total mundial de milho, safras 1970/71 a 2012/13.**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do FAS/USDA (2014).

Nas últimas 13 safras (de 2000/01 a 2012/13) houve aumento de 25,6% na área cultivada e crescimento na produtividade de 11,2%, segundo dados do USDA. Isso se deve principalmente ao aumento da demanda agregada que cresceu expressivos 44,3%, puxada pelo consumo industrial, especialmente de etanol, nos Estados Unidos. O consumo das indústrias de alimentos, sementes e industrial subiu 97,6% em 13 anos que representa uma média de crescimento anual de 5,4%. O consumo de rações aumentou 21,9% no mesmo período. Como resultado, os estoques de passagem passaram a ser cada vez menores nos últimos anos, mantendo uma relação estoque/consumo extremamente baixa, como observado na figura 8.

De uma forma geral, o comércio mundial de milho gira em torno de 10% a 12% da produção mundial e é dominado pelos Estados Unidos. Já as importações são mais pulverizadas, tendo como maior importador o Japão. O principal sentido do comércio de milho é do continente americano para o asiático, devido à concentração dos principais exportadores nas américas como mostra a figura 9. Deve-se destacar que houve crescimento nas exportações do grão nos países da América do Sul, principalmente Brasil e Argentina.



**Figura 9 – Participação dos países nas Exportações e Importações mundiais a partir da média das safras 2008/09 a 2012/13.**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do FAS/USDA (2014).

A falta de sincronia entre oferta e demanda mundial, aliada a intempéries do tempo, possibilitou expansão nas exportações do Brasil nas últimas duas safras. Em um mercado com alta demanda de milho somado ao crescimento da produção brasileira e ao aumento na produtividade, além da quebra de safra americana, fez com que as exportações no país aumentassem. O mercado brasileiro de produção de milho será descrito com detalhes na próxima seção.

### 3.2 Cenário da produção de milho no Brasil

O milho é um dos produtos agrícolas com maior representatividade no país. Apresenta expressiva importância na fabricação de rações. Dada a importância na competitividade do mercado brasileiro de carnes, a produção do grão tem aumentado gradativamente (especialmente na segunda safra).

As principais características da produção brasileira de milho são: a pulverização em milhares de propriedades rurais em todos os estados brasileiros e a dualidade tecnológica. O milho provém tanto de lavouras comerciais altamente tecnificadas, como de lavouras de subsistência e com baixo grau tecnológico. A Figura 10 apresenta uma caracterização esquemática da cadeia produtiva do milho no Brasil.

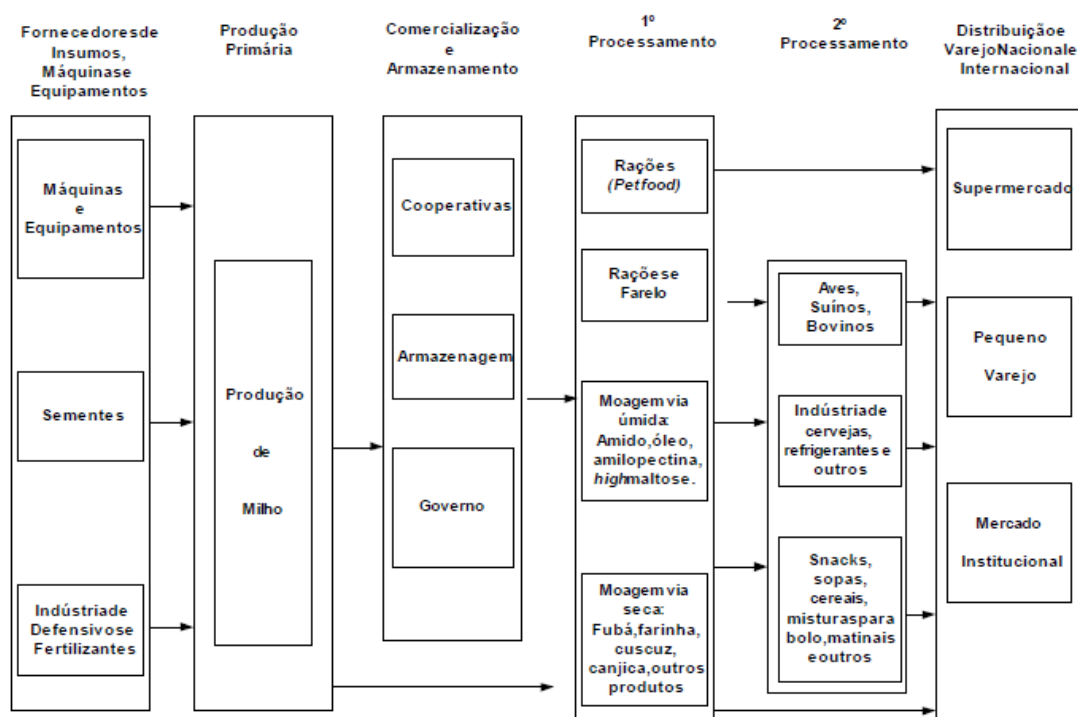
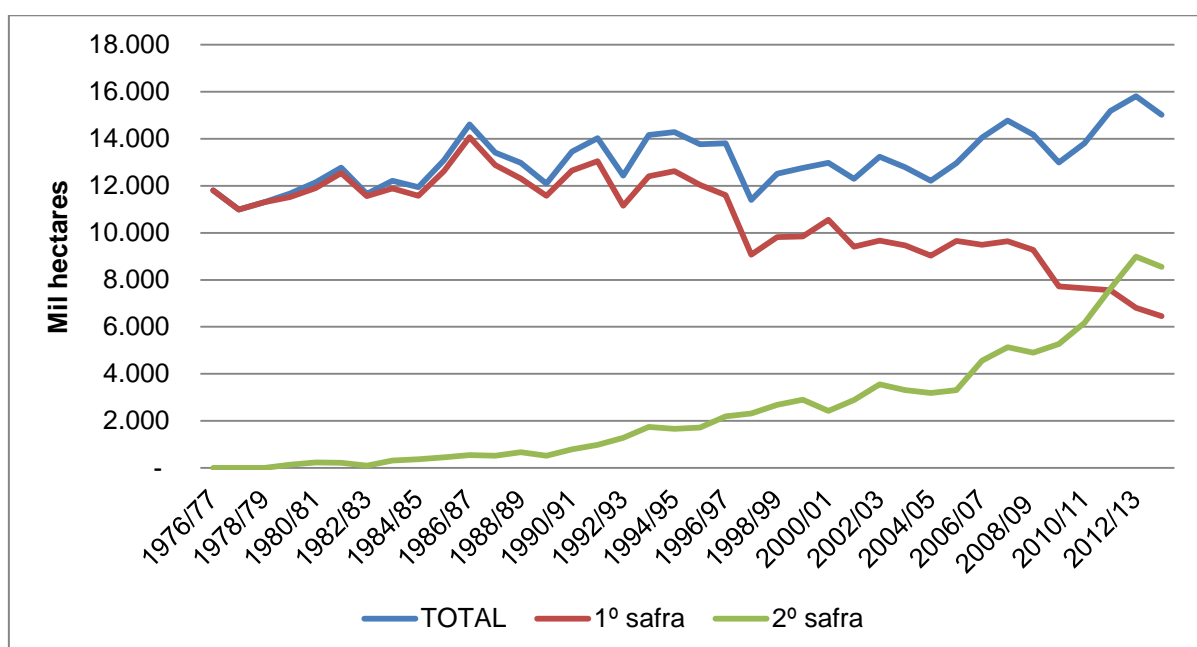


Figura 10 - Cadeia produtiva do milho.

Fonte: Sousa et. al. (1995).

A produção brasileira de milho tem apresentado tendência de elevação desde o fim da década de 1980. Conforme a figura 11, pode-se observar que houve uma mudança na representatividade da segunda safra de milho em relação ao total da produção nos últimos anos. O aumento da chamada “safrinha” nos estados do

Centro-Oeste devido a uso de variedades mais precoces de soja na primeira safra possibilitou o aumento da área plantada de milho de segunda safra. Na previsão da safra 2013/14 a CONAB estima que a safra de verão terá uma área plantada de 6,45 milhões de hectares (43% do total) enquanto na safra de inverno a previsão é de uma área plantada de 8,55 milhões de hectares (57% do total). Se comparado com a área plantada há 10 anos atrás, onde a safra de verão representava 74% do total, percebe-se que há uma mudança na sazonalidade da produção de milho no Brasil. Entre outros fatores, os incentivos à soja, os efeitos de escala decorrentes da maior produção, e a disseminação da cultura pelo Brasil são responsáveis pelo aumento de produtividade do milho de segunda safra.



**Figura 11 – Evolução da área plantada brasileira de milho na 1ª e 2ª safras e no total do ano, safras de 1976/77 a 2012/13.**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da CONAB (2014).

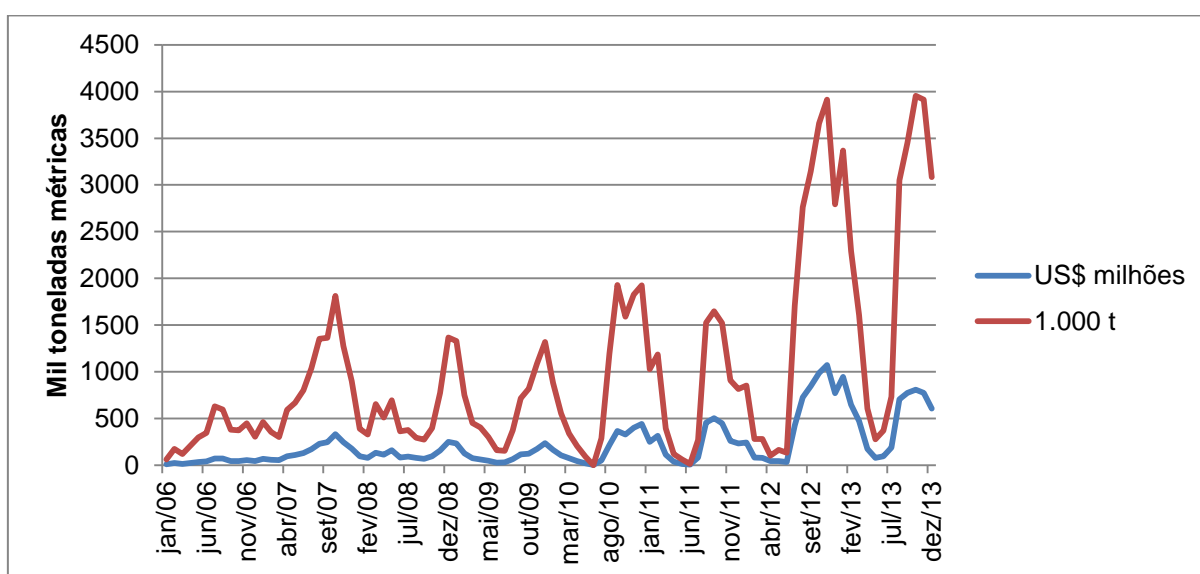
Além disso, Fatores microeconômicos, como maior rentabilidade – expressa por aumento no preço recebido pelo produtor, associados a fatores macroeconômicos, como desregulamentação da economia (menor intervenção estatal) e eliminação de tarifas sobre produtos importados (Tratado de Assunção), conduziram a produção nacional de grãos a uma realidade mais competitiva.

Segundo o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) a área de milho deve ter um acréscimo de 6,3% entre 2012/13 e 2022/23, passando de 15,7 milhões de hectares em 2012/13 para 16,7 milhões. Não haverá

necessidade de novas áreas para expansão dessa atividade pois as áreas de soja liberam a maior parte das áreas requeridas pelo milho. O aumento de área projetado de 6,3% está abaixo do crescimento havido nos últimos 10 anos, que foi de 15,3%. Mas o milho teve nos últimos anos elevados ganhos de produtividade resultando em menor necessidade adicional de áreas novas.

O início da década de 1990 foi um período caracterizado por maior importação de milho, principalmente dos países do Mercosul. Em geral, as importações da Argentina (via marítima) se destina a complementar o abastecimento do produto na região nordeste do país. Já as importações do Paraguai (via terrestre) complementam o abastecimento da região centro-sul do país.

Já na última década, ocorreu um aumento significativo nas exportações do país. Isso se deve a um aumento da produção nacional, que acaba gerando excedentes exportáveis. Pode-se observar na Figura 12 que houve um grande aumento nas exportações nas últimas duas safras. Uma seca de grandes proporções nos Estados Unidos, além de uma redução dos estoques mundiais causou um aumento na demanda do produto de países com menos tradição na exportação da commodity, como é o caso do Brasil. O aumento dos preços da commodity a nível mundial fez com que o produto ficasse viável à exportação elevando assim a quantidade exportada nas últimas duas safras batendo recordes históricos.



**Figura 12 – Evolução das exportações brasileiras de milho em toneladas e em milhões de dólares (US\$) de janeiro de 2006 a dezembro de 2013.**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da CONAB (2014).

As exportações brasileiras de milho já alcançam mercados importantes. Os principais destinos, como observa-se na tabela 1, são Irã, Marrocos, Arábia Saudita, Espanha e Japão. Esses mercados figuram entre os maiores importadores do grão no mundo. Devido à quebra de safra americana é possível observar como nos últimos dois anos os Estados Unidos exportaram grandes quantidades do produto para suprir o seu alto consumo do grão.

De uma forma geral observa-se que todos os importadores aumentaram a quantidade demandada nos últimos anos. Isso se deve ao fato do país estar encontrando formas de tornar sua produção mais competitiva para o mercado externo. Com essa premissa, se justifica o estudo feito nesse trabalho de forma a entender melhor o mecanismo de preços da commodity nas principais regiões produtivas a fim de buscar as melhores alternativas de comercialização.

**Tabela 1 – Países de destino das exportações brasileiras de 2010 a 2013.**

Países de Destino	2010		2011		2012		Jan-Dez/13	
	Quant.(t)	Valor FOB US\$1000	Quant.(t)	Valor FOB US\$1000	Quant.(t)	Valor FOB US\$1000	Quant.(t)	Valor FOB US\$1000
Arábia Saudita	815.650	166.774	369.193	108.110	754.355	198.266	1.132.382	249.851
Argentina	3.034	9.314	3.425	9.303	3.257	10.456	1.224	2.797
Chile	-	-	-	-	51	219	74.859	15.317
Coréia Rep. Norte	-	-	-	-	-	-	-	-
Coréia Rep. Sul	190.604	39.341	131.022	37.204	2.581.258	701.119	27.406	7.945
Espanha	819.356	154.138	401.963	95.368	385.963	107.986	3.484.884	861.481
Estados Unidos	3.063	6.906	2.526	6.401	729.388	199.535	1.039.164	299.283
Irã	1.490.644	276.336	1.905.670	525.828	2.966.923	798.968	1.039.164	299.283
Itália	14.501	2.691	29.232	6.783	29.804	8.436	80.042	19.604
Japão	606.623	115.565	734.505	225.624	3.049.382	814.677	3.737.259	901.013
Marrocos	958.594	186.847	578.739	164.152	1.003.976	262.851	982.041	218.182
Países Baixos	324.486	64.163	339	1.004	24.266	6.352	739.854	194.503
Paraguai	9.586	27.173	11.282	33.589	8.225	31.702	6.437	31.885
Portugal	405.397	80.855	124.295	30.134	132.563	36.959	506.467	131.261
Outros	5.177.363	1.085.447	5.194.722	1.472.854	8.132.527	2.205.812	13.773.816	3.075.227
<b>Total</b>	<b>10.818.901</b>	<b>2.215.550</b>	<b>9.486.913</b>	<b>2.716.354</b>	<b>19.801.938</b>	<b>5.383.338</b>	<b>26.624.999</b>	<b>6.307.631</b>

Fonte: CONAB/SECEX (2014)

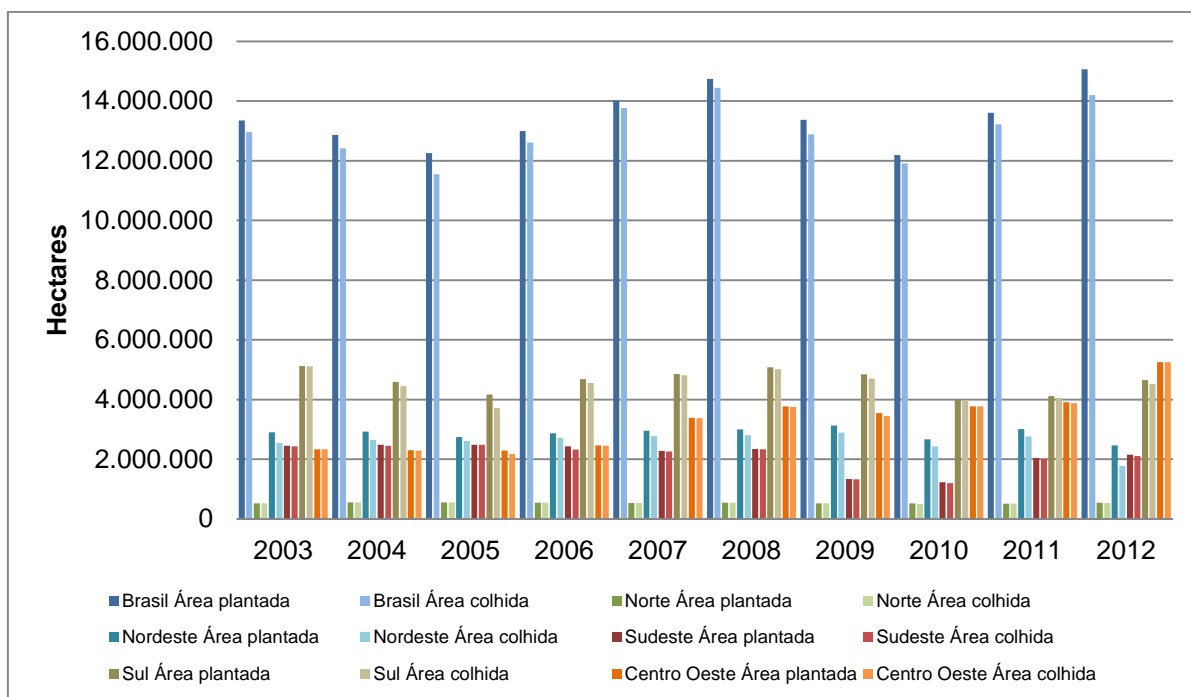
Além da exportação, a maior parcela da produção nacional vai para a produção de rações. Como a comercialização constitui o processo de ligação entre a produção e o consumo, a análise do inter-relacionamento dos segmentos intermediários a esse processo se torna fundamental para o entendimento do mercado. Entre as características desse sistema a serem destacadas, estão sua abrangência, no que diz respeito a produtos finais, e sua interação com os demais

sistemas agroindustriais como insumo. Se por um lado o milho é empregado como matéria-prima em diversos produtos finais, em mercados distintos, por outro a maior parte do milho toma a forma de insumo em diversos outros sistemas agroindustriais, principalmente voltados à produção animal (SOUZA; AZEVEDO; SAES, 1998).

A importância da cadeia do milho para outras atividades fica evidenciada quando se analisa o consumo por segmento. Os setores de aves e suínos foram responsáveis por 68,9% do consumo total do grão no Brasil, em 2010. O aumento do porte e da competitividade dessas atividades nos últimos anos tem feito com que o consumo de milho, principal insumo, apresente taxas elevadas de crescimento. (Associação Brasileira das Indústrias do Milho – Abimilho, 2010). A pecuária de corte influencia muito pouco o mercado de milho e esta tendência deve se manter dado que a produção pecuária no Brasil é predominantemente extensiva.

### **3.3 Características regionais da produção**

A produção brasileira de milho está concentrada nas Regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste, como é possível observar no gráfico abaixo (Fig. 13). A produção nos estados da região Centro-Oeste tem se desenvolvido principalmente devido ao crescimento da safrinha. A região Sul era a principal produtora de milho brasileiro, mas nos últimos anos, tem perdido lugar para a produção da região representada por Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás. Além disso, houve uma diminuição na produção da região sudeste devido ao aumento dos canaviais destinados à produção de etanol no estado de São Paulo. Dessa forma, temos a região Centro-Oeste como o principal produtor nacional de milho.



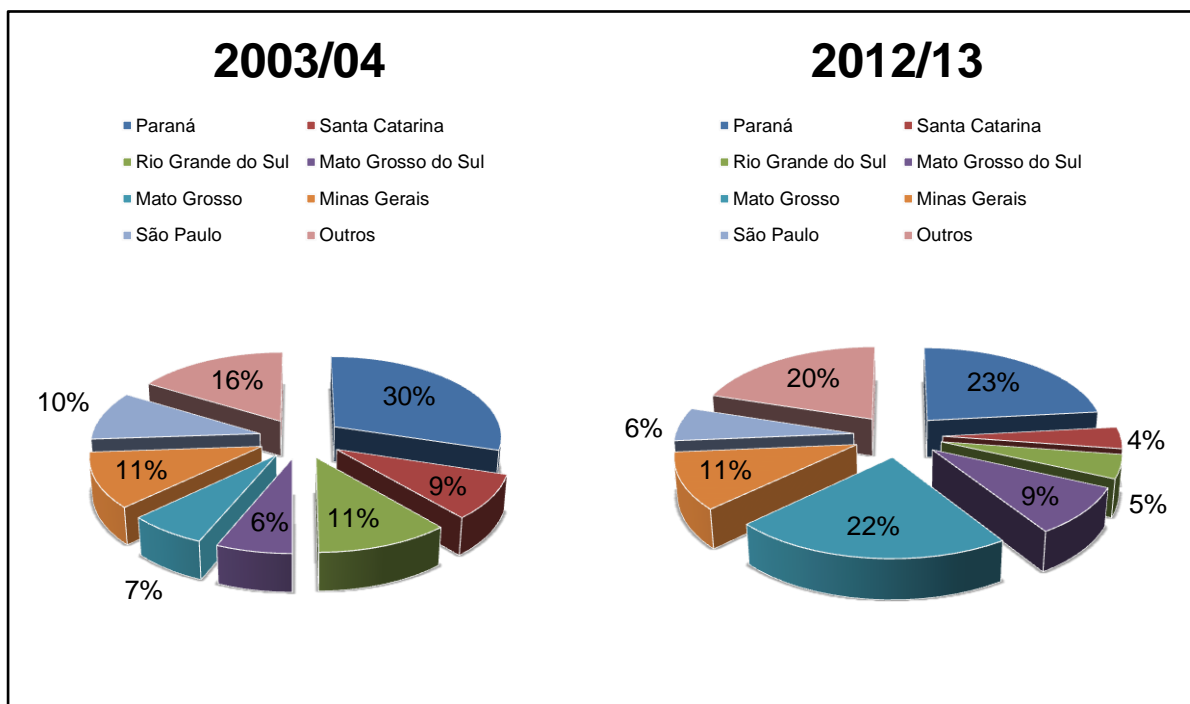
**Figura 13 - Área plantada e colhida total e nas regiões brasileiras de 2003 a 2012.**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da CONAB (2014).

Os principais Estados produtores são: Paraná, Mato Grosso, Rio Grande do Sul, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, São Paulo e Goiás. Esses estados juntos representam aproximadamente 76% da produção nacional (na safra 2012/13) segundo dados da Companhia Nacional de Abastecimento – CONAB.

Conforme pode-se observar na figura 14, houve uma mudança na representatividade produtiva dos estados nos últimos dez anos. A representatividade da produção paranaense perdeu espaço para a produção mato-grossense, que cresceu de 7% para 22% nesse período. A otimização da produção e a implantação da safrinha em uma maior área no estado justificam essa mudança. Os demais estados também apresentam um crescimento na produção se comparados os dois períodos. Pode-se deduzir que isso ocorreu devido à expansão das novas áreas agrícolas nas regiões Norte e Nordeste, que apresentam perspectivas de desenvolvimento no futuro.





**Figura 14 – Participação dos principais estados na produção total de milho no Brasil, safra 2003/04 e 2012/13.**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da CONAB (2014).

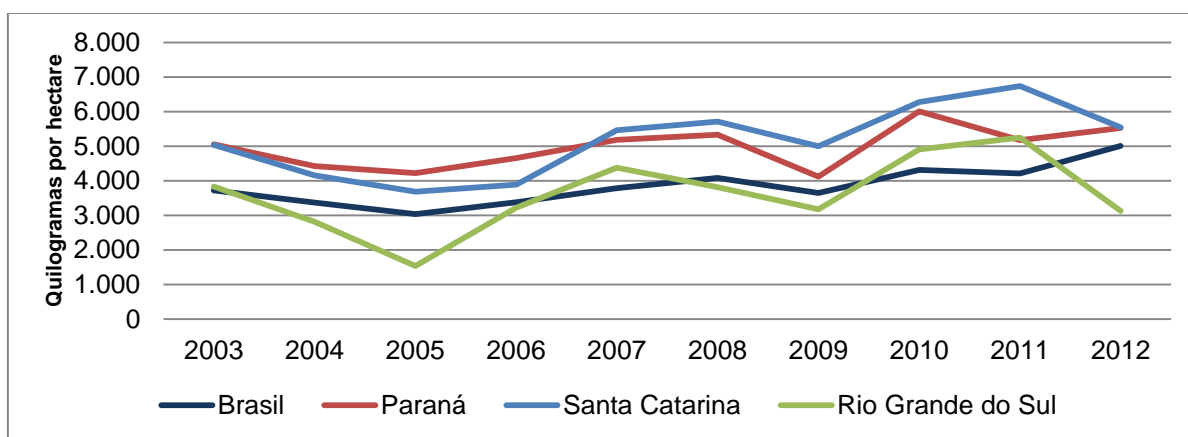
Com base nessas informações descritas a nível nacional, serão descritas com mais detalhe as regiões Sul e Centro-Oeste, que foram o objeto de estudo deste trabalho. Destaca-se que essas são as áreas brasileiras que apresentam a maior representatividade na produção da commodity. Dada a relevância dessas regiões na produção e comercialização da commodity, é importante caracterizar o cenário para que seja possível interpretar as observações obtidas nos resultados da pesquisa.

### 3.3.1 A região Sul

A produção de milho na região sul sempre foi significativa. A região representa grande parte da produção assim como do consumo nacional. O estado do Paraná foi nas últimas duas décadas o estado que mais produziu o grão e apresenta altos níveis de produtividade. Já Santa Catarina, devido à alta concentração de produtores de aves e suínos tem uma alta demanda do grão para

uso em rações. O Rio Grande do Sul também apresenta uma produção significativa, embora tenha diminuído nos últimos anos.

A produtividade do milho na região sul é variável ao longo do tempo devido à vulnerabilidade da produção às condições climáticas. A figura 15 apresenta a evolução da produtividade média nos diferentes estados, assim como o seu comportamento em relação à média nacional. Os estados do Paraná e Santa Catarina, apesar das variações, nos últimos dez anos tem apresentado as médias superiores à produtividade nacional. Isso se deve aos investimentos em tecnologia de produção e colheita além de uso de variedades melhoradas. Já a produtividade do Rio Grande do Sul acompanha mais de perto a produtividade nacional, ficando bem abaixo da média nos anos de 2005 e 2012. Essa característica é devido à condições edafocimáticas desfavoráveis á produção nesses dois períodos no estado que levaram a uma baixa nos preços.

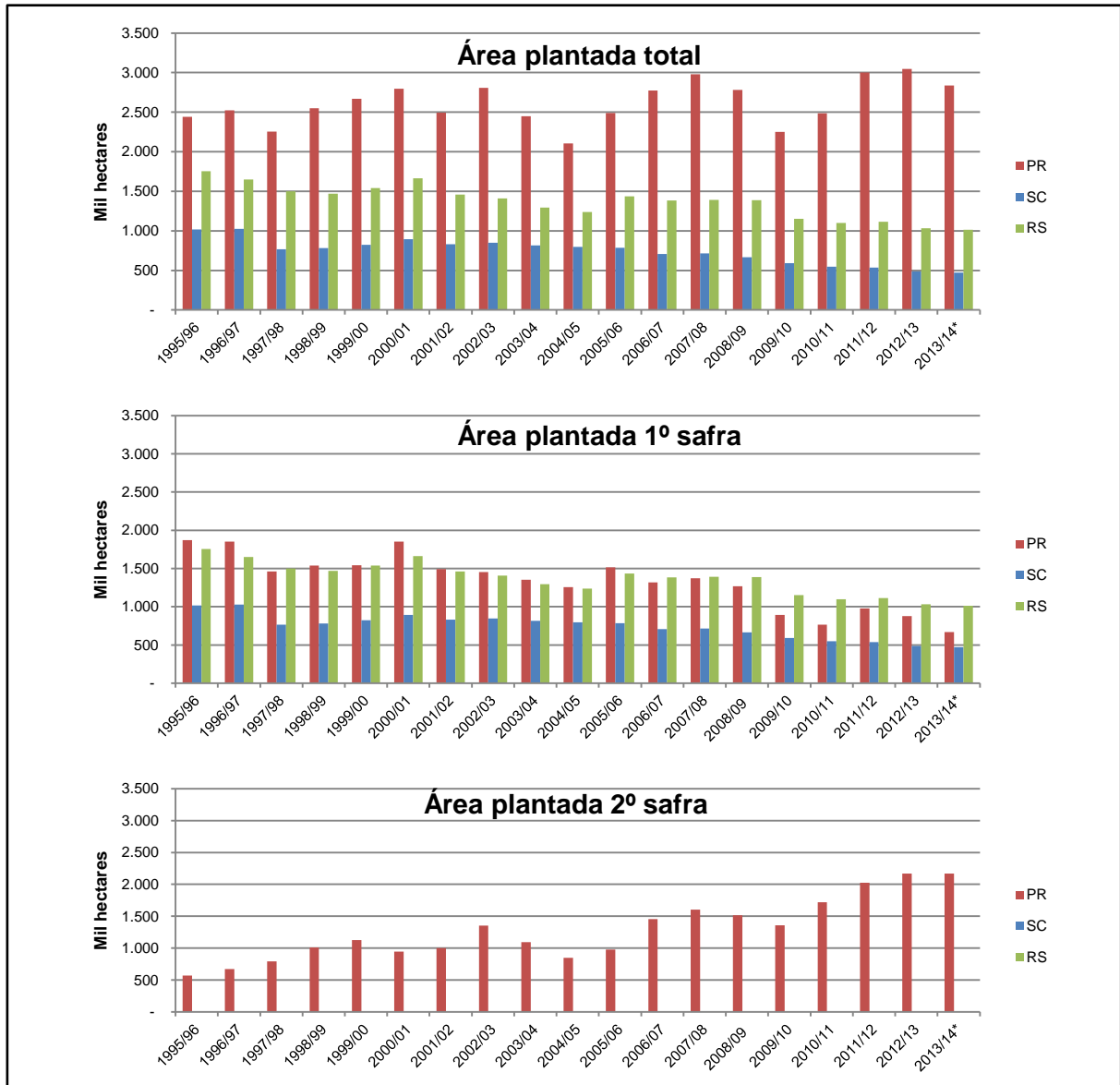


**Figura 15 – Evolução da produtividade de milho em toneladas/hectare nos estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul e a média nacional de 2003 a 2012.**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da CONAB (2014).

A região Sul apresenta cultivo de milho durante duas safras. Na primeira safra, todos os estados tem participação, e é onde o maior montante é acumulado. Mesmo assim, existe uma diminuição na produção de milho de safra de verão na região. Segundo dados da Companhia Nacional de Abastecimento, na safra de 2002/03 foram plantados 5.063 mil hectares de milho na região, enquanto na safra de 2012/13 foram plantados 4.569 mil hectares. Essa redução de área é representada principalmente pela diminuição da produção no estado do Rio Grande

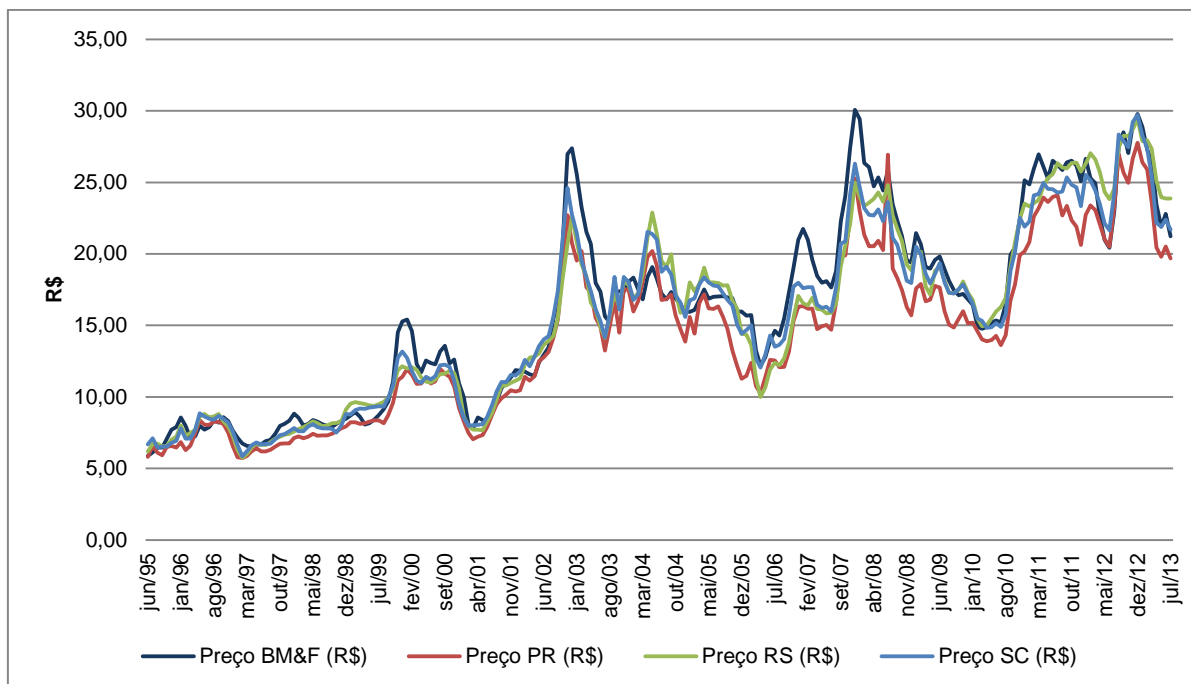
do Sul, como pode ser observado na figura 16. Embora seja necessário ressaltar que a área plantada oscila a cada ano devido ao comportamento do mercado.



**Figura 16 – Evolução da área plantada total, de primeira safra e segunda safra no estado do Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina nas safras de 1995/96 a 2013/14\*(previsão).**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da CONAB (2014).

A segunda safra apenas é representada pelo estado do Paraná na região Sul, e segundo dados da CONAB houve um crescimento de mais de 80% nos últimos 10 anos na área plantada com a safrinha. Os outros dois estados não tem produção significativa de milho safrinha, pois não possuem condições edafoclimáticas favoráveis para a produção após a safra de verão.

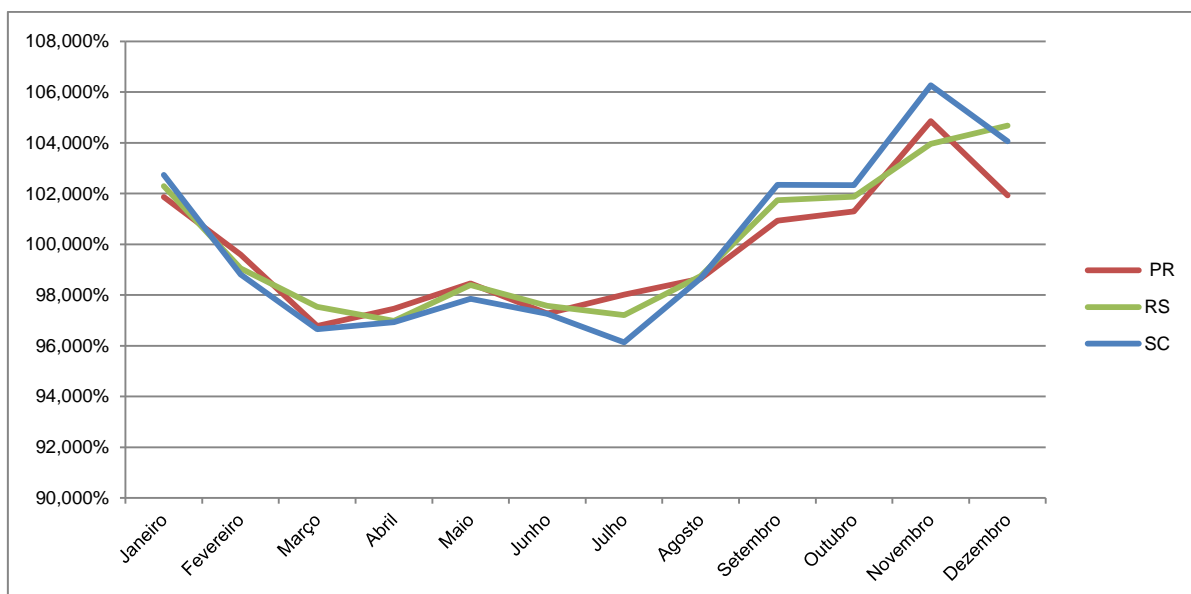


**Figura 17 – Evolução dos preços médios mensais do milho ao produtor no Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul e na BM&F, em R\$/saca, janeiro de 1995 a julho de 2013.**

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os preços pagos ao produtor nos estados do sul do país apresentam uma tendência de alta sem levar em conta a deflação, como se pode observar na figura 17. As maiores altas foram no final de 2008 e nos primeiros meses de 2013 devido à diminuição dos estoques e quebra de safra americana já citados anteriormente. Os preços de maneira geral aparentam uma proximidade aos valores cotados na bolsa de mercadorias no mesmo período mas a próxima seção vai testar a partir dos métodos já descritos se essa comunicação entre os preços realmente ocorre. Já quanto à sazonalidade, a figura 18 mostra que comparando as médias dos meses no período de 1995 a 2013 o comportamento dos preços nos três estados segue uma tendência parecida ao longo do ano.

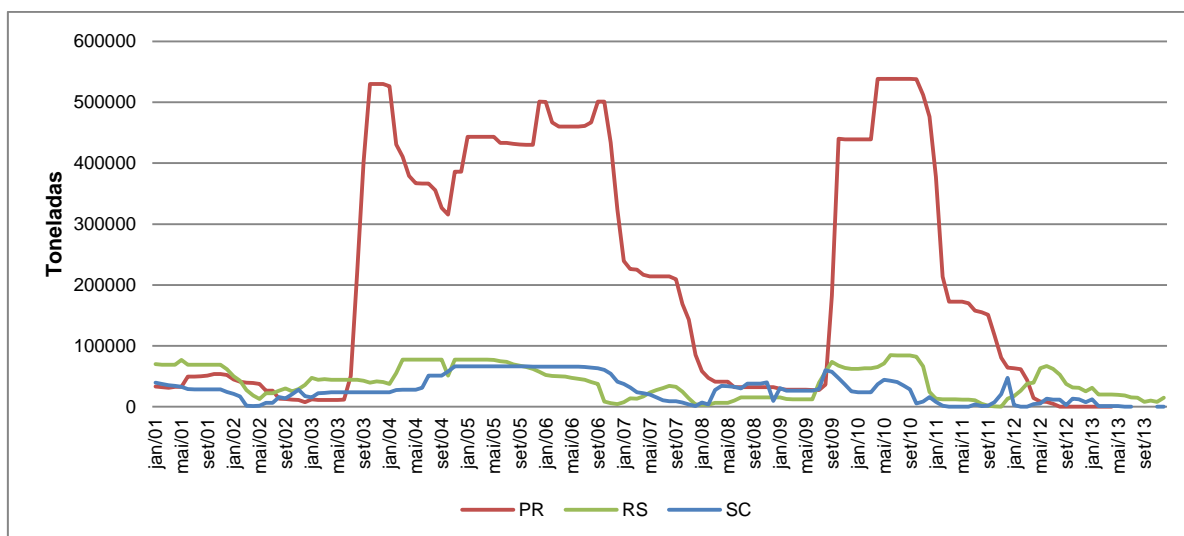
Há uma queda nos períodos entre de fevereiro e agosto quando os preços tornam a subir. Existe uma diferença apenas entre novembro e dezembro quando no Rio Grande do Sul se observa um movimento de aumento enquanto há uma queda no preço nos outros dois estados. Essa estimativa não tem representatividade estatística pois não foi feito um teste nas séries para a realização do gráfico. Sua finalidade é mais para fins de observação do comportamento dos preços em seu estado natural. Assim como a análise de transmissão de preços, também será feito o teste de sazonalidade das séries na próxima seção.



**Figura 18 – Sazonalidade em porcentagem dos preços nos estado do Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina.**

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os estoques tem grande influência nas características regionais dos preços do milho no país. A figura 19 apresenta o comportamento dos estoques nos estados da região Sul. Como a produção do Paraná é muito maior que a dos outros dois estados espera-se que os estoques acompanhem a mesma tendência. Percebe-se que em períodos como os anos de 2003 a 2008, embora com variações menores, houve um acúmulo da commodity no mercado do estado do Paraná. Isso se repetiu em meados de 2009 a início de 2012. Essa tendência ocorre quando há uma baixa procura do produto por excesso no mercado e como consequência preços mais baixos. Observa-se que nos últimos dois anos houve uma baixa significativa nos estoques devido à maior procura do produto brasileiro.



**Figura 19 – Comportamento dos estoques no estado do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul de janeiro de 2001 a julho de 2013.**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da CONAB (2014).

Com o aumento da procura do milho brasileiro e conseqüente diminuição dos estoques se eleva o preço e as exportações da região do grão acompanham a tendência nacional. Conforme a tabela 2, que apresenta dados de exportação nos últimos dois anos, há um crescimento em dois estados nas exportações de milho. Isso se dá devido a uma busca maior pelo produto nacional. A maior variação está no estado do Rio Grande do Sul com um crescimento de quase 900% devido uma alta disponibilidade do produto e preços favoráveis. A maior quantidade exportada na região corresponde ao estado do Paraná, principalmente pela facilidade de escoamento pelo Porto de Paranaguá. Embora a tabela apresente uma queda na exportação desse estado, ainda é alta a sua representatividade nas exportações nacionais.

**Tabela 2 – Exportações de milho e amido de milho nos estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul em 2012 e 2013.**

Estado	PRODUTO	Jan-Dez/12		Jan-Dez/13		Var.% 12/13
		Valor (US\$)	Peso (kg)	Valor (US\$)	Peso (kg)	
SANTA CATARINA	Milho (grão)	47.645.739	182.184.666	54.923.651	243.312.107	15,28%
	Amido de milho	60.943	40.539	386.169	472.112	533,66%
PARANÁ	Milho (grão)	1.107.713.774	4.217.721.804	923.157.488	3.837.758.425	-16,66%
	Amido de milho	755.522	1.438.850	751.798	1.398.783	-0,49%
RIO GRANDE DO SUL	Milho (grão)	24.508.393	85.874.471	244.286.472	804.277.142	896,75%
	Amido de milho	10.143	16.590	9.382	16.001	-7,50%

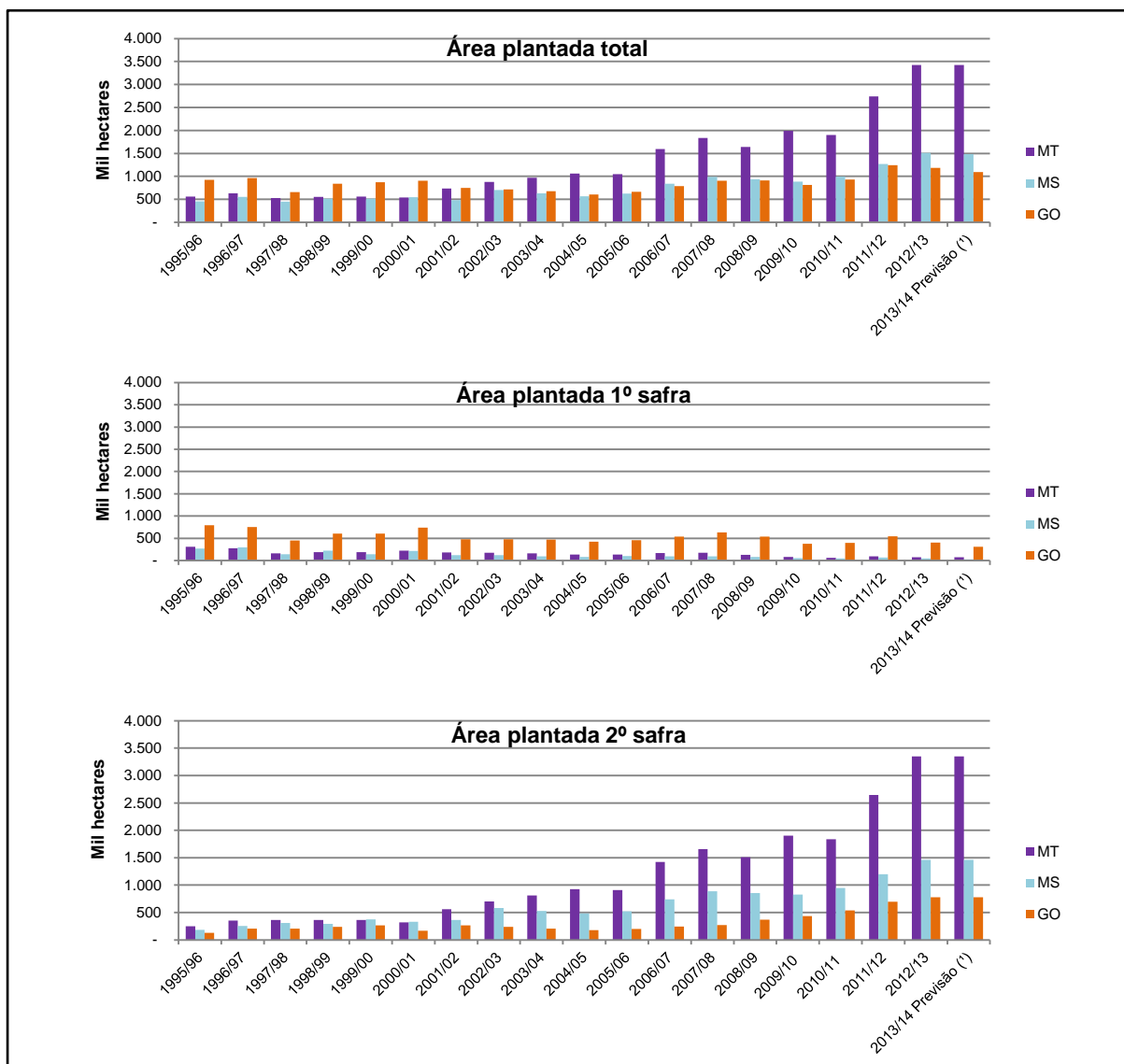
Fonte: CONAB/SECEX

Os estados do Sul do país apresentam uma boa viabilidade de exportação do grão, se comparados aos outros estados, devido à proximidade dos mesmos aos principais portos por onde se escoam a produção do agronegócio brasileiro.

### 3.3.2 A região Centro-Oeste

A produção de milho na região Centro-Oeste começou a apresentar aumento a partir de meados dos anos 70, sobretudo fomentado pelas políticas agrícolas do governo federal. Houve um estímulo à exploração de novas fronteiras agrícolas e os estados do Centro-Oeste começaram a se desenvolver e participar mais ativamente da produção agrícola do país. Por conseguinte, o crédito subsidiado e a fixação do preço mínimo para commodities, juntamente com rede de transporte, por meio de abertura de estradas e ampliação da capacidade armazenadora, viabilizaram a atividade agrícola. Por meio desses aportes técnicos e financeiros, e posteriormente pela intensificação e difusão tecnológica do cultivo de grãos no cerrado, a região passou a fazer parte do cenário agrícola nacional.

A região Centro-Oeste apresenta cultivo de milho durante duas safras com maior produção na segunda safra. Nos últimos anos a área plantada de milho nessa região vem crescendo muito devido à otimização da produção e conciliação com a safra de soja. O milho safrinha é plantado em parte da área que foi ocupada pela cultura da soja no verão, levando-se em conta a importância agrônômica da rotação de culturas e pela utilização da infraestrutura da propriedade disponível durante a entressafra de verão.

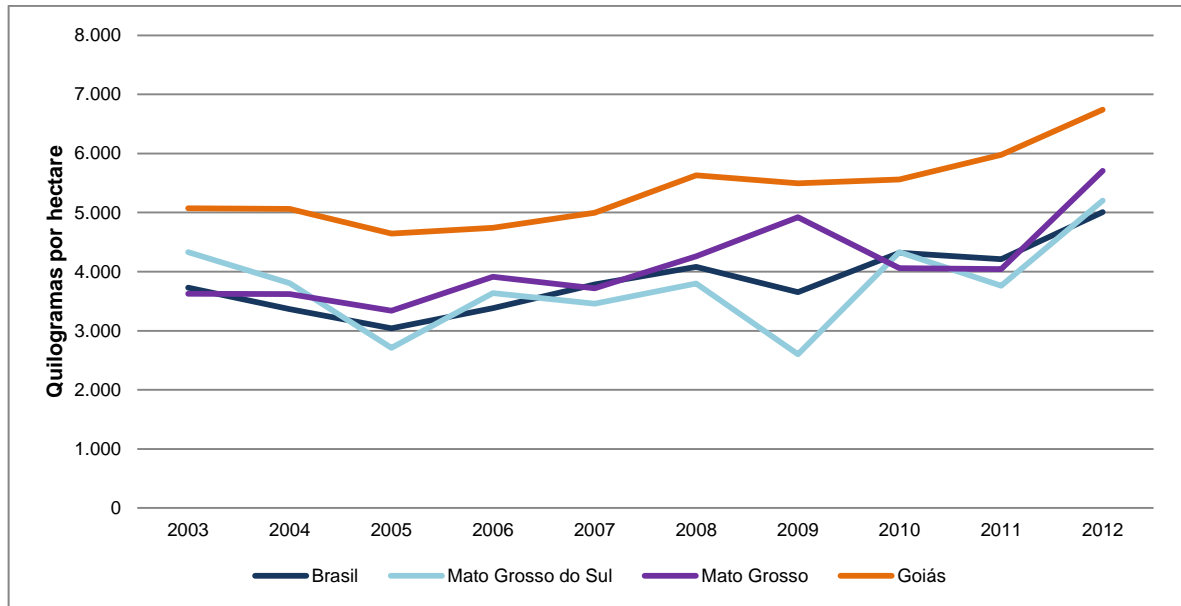


**Figura 20 – Evolução da área plantada total, de primeira safra e segunda safra no estado de Mato Grosso e Goiás nas safras de 1995/96 a 2013/14\*(previsão).**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da CONAB (2014).

A figura 20 apresenta a evolução da área plantada na safra total e também desmembrada em primeira e segunda safra no período analisado. Percebe-se que a área plantada na safra de verão não tem relevância se comparada com a safrinha. Ao contrário da região Sul, a segunda safra é onde há a maior produção. Na safra dos últimos dois anos o estado do Mato Grosso passou a ser o estado com a maior área plantada de milho do país. Segundo dados da CONAB, na safra de 2002/03 a área plantada no Centro-Oeste era de aproximadamente 2.327 mil hectares enquanto na safra de 2012/13 a área plantada chegou a aproximadamente 6.172 mil hectares. Desse total, mais de 90% é utilizado na segunda safra.

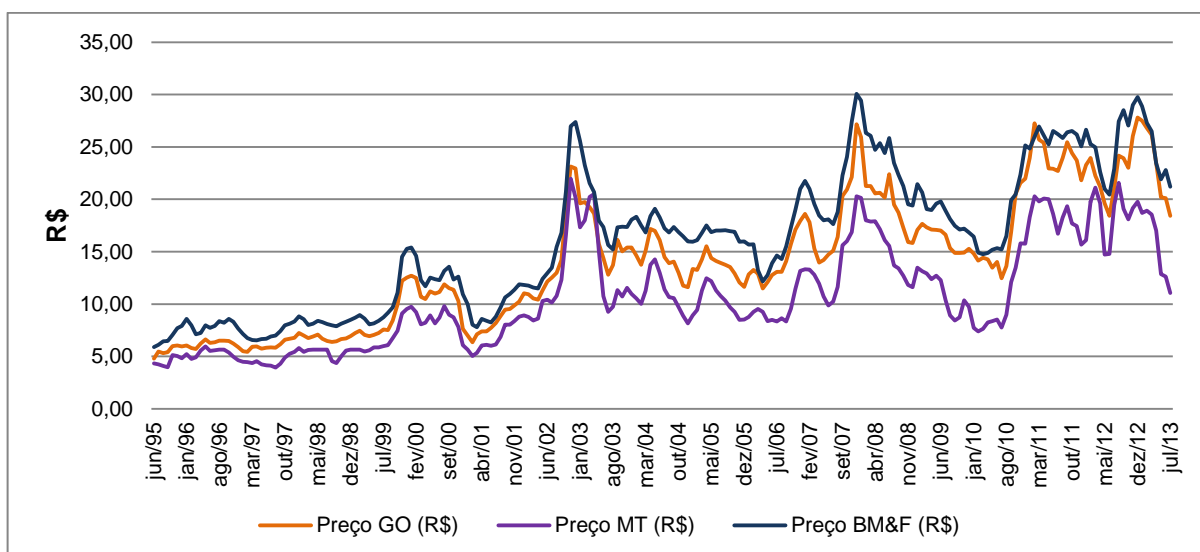




**Figura 21 – Evolução da produtividade de milho em toneladas/hectare nos estados de Mato Grosso e Goiás e a média nacional de 2003 a 2012.**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da CONAB (2014).

A produtividade do milho na região Centro-Oeste está representada na figura 21. O estado de Goiás apresenta a maior produtividade de milho da região em todo o período analisado, bem acima da média nacional. É um valor aparentemente estável e crescente devido à grande produção irrigada presente no estado, que tem menos influencia de fatores climáticos. Já os estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul apresentam valores próximos à média nacional.

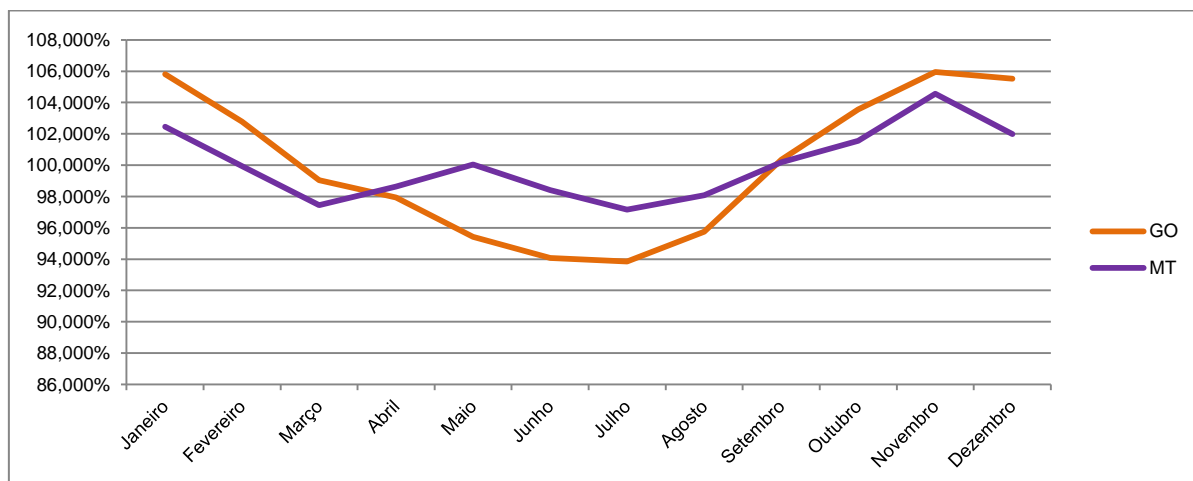


**Figura 22- Evolução dos preços médios mensais do milho ao produtor no estado de Mato Grosso, Goiás e na BM&F, em R\$/saca, janeiro de 1995 a julho de 2013.**

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os preços pagos ao produtor na região Centro-Oeste do país apresentam uma tendência de alta sem levar em conta a deflação durante o período analisado, como pode-se observar na figura 22. Mesmo assim, observa-se que as médias mensais nos estados do Centro-Oeste analisados são mais baixas que os valores cotados na bolsa de mercadorias BM&F. Pelo gráfico pode-se dizer que os valores acompanham as oscilações do mercado nacional, embora essa comunicação entre os preços só possa ser afirmada após os testes da próxima seção.

A sazonalidade dentro do período de um ano a partir das médias dos preços do período analisado está representada na figura 23. Percebe-se que assim como nos estados do sul, há uma queda nos preços no período de fevereiro a julho, quando os preços tornam a subir. Os preços no estado de Goiás apresentam uma queda mais acentuada se comparados com os preços do estado do Mato Grosso, que apresentam uma oscilação menor no período. Além disso, também se destaca um leve aumento nos preços no período entre abril e maio que correspondem à época pré-colheita da segunda safra no estado. Assim como a análise de transmissão de preços, também será feito o teste estatístico de sazonalidade das séries na próxima seção.

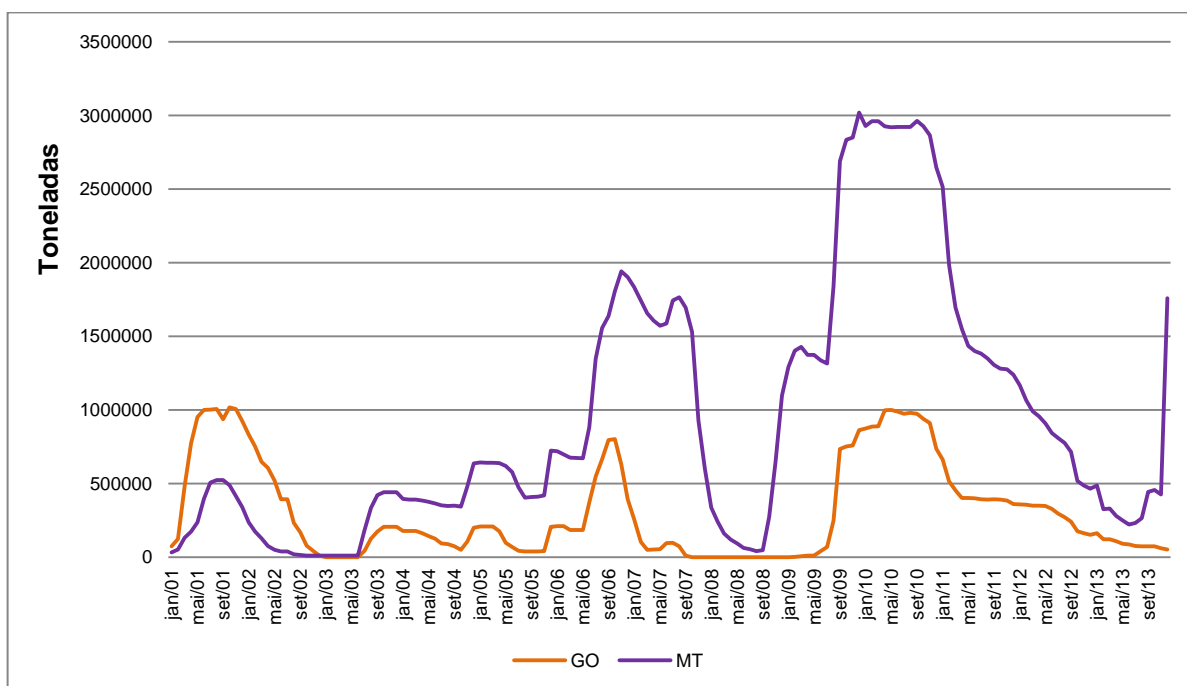


**Figura 23– Sazonalidade em porcentagem dos preços nos estado do Mato Grosso e Goiás.**

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os preços da região oscilam de acordo com a demanda do grão e o excesso de oferta ou a especulação para a comercialização geram estoques. A figura 24 mostra o comportamento dos estoques de milho nos estados de Goiás e Mato Grosso. Observa-se que o estado do Mato Grosso no início dos anos 2000 tinha os

estoques mais baixos que os estoques de milho do estado de Goiás. Com o aumento da produção de milho na safrinha nesse estado os estoques mato-grossenses aumentaram ao longo do tempo, tendo uma forte queda no final de 2008, mesmo período que houve uma queda nos estoques da região Sul. O estado de Goiás apresenta estoques menores que o Mato grosso, mas acompanham as mesmas oscilações de acordo com o mercado da região.



**Figura 24 – Comportamento dos estoques no estado de Mato Grosso e Goiás de janeiro de 2001 a julho de 2013.**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da CONAB (2014).

As safras de 2012 e 2013 tiveram grande destaque em relação às exportações do milho na região, o que inclusive fez com que os estoques diminuíssem significativamente. A tabela 3 apresenta dados de exportação nos últimos dois anos, e demonstra o crescimento substancial das exportações de milho em grão no estado do Mato Grosso. O estado de Goiás apresenta uma queda no valor exportado mesmo não tendo uma variação tão expressiva na quantidade exportada. Isso se deve provavelmente ao fato de haver uma queda do preço no período no estado. Essa observação demonstra como existem grandes diferenças nos preços de um estado para outro, até mesmo quando são da mesma região.

Tabela 3 – Exportações de milho e amido de milho nos estados de Mato Grosso e Goiás em 2012 e 2013.

Estado	PRODUTO	Jan-Dez/12		Jan-Dez/13		Var.% 12/13
		Valor (US\$)	Peso (kg)	Valor (US\$)	Peso (kg)	
MATO GROSSO	Milho(grão)	2.454.140.671	9.097.175.816	3.632.027.756	15.668.063.245	48,00%
GOIÁS	Milho(grão)	840.878.821	3.119.361.853	695.028.426	3.107.125.140	-17,34%
	Amido de milho	19.015	5.005	6.078	1.526	-68,04%

Fonte: CONAB/SECEX

Os altos preços do milho na última safra devido à grande demanda mundial, possibilitaram um escoamento maior da produção para fora do país pois os preços cobriam os custos de transação como o custo logístico. Por exemplo, frete e armazenagem são custos limitantes do escoamento da produção para fins de exportação nessa região e podem diminuir a margem de lucro na venda da commodity.

## 4 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

### 4.1 Considerações gerais

Esta pesquisa tem como enfoque o estudo analítico de caráter quantitativo visando verificar como ocorre a transmissão de preços entre algumas das regiões produtoras brasileiras baseada nos preços pagos a nível de produtor. As regiões pesquisadas serão a região Sul com os três estados que a compõem (Rio Grande do Sul, Paraná e Santa Catarina), e a região Centro-Oeste com os dois estados com maior representatividade e dados mais detalhados (Goiás e Mato Grosso).

Richardson et. al. (1999) afirmam que o método quantitativo se caracteriza pelo emprego de quantificações sendo amplamente utilizado na condução de pesquisa, visando garantir a precisão dos resultados, evitar distorções de análise e interpretação e, possibilitar uma margem de segurança quanto às inferências.

A análise será baseada em dados de séries de preços dos respectivos estados e também a cotação oficial registrada no estado de São Paulo da Bolsa de Mercadorias e Valores BM&F BOVESPA, correspondente ao período de junho de 1995 até julho de 2013.

Uma série temporal é um conjunto de observações dos valores que uma variável assume em diferentes momentos. Neste sentido, a análise de séries temporais consiste em uma regressão onde se utiliza o tempo como variável explanatória na estimação de tendências (GUJARATI, 2005).

De acordo com Pindyck e Rubinfeld (2004), um modelo de série temporal utiliza-se do padrão encontrado nos movimentos já ocorridos da variável para fazer a previsão de como será o comportamento futuro da mesma.

Para que seja possível a melhor compreensão do método utilizado será descrito o modelo teórico de forma a descrever as características da análise e o modelo analítico que descreve as fórmulas aplicadas e suas funções.

## 4.2 Modelo teórico

O trabalho tem como fundamento a Lei do Preço Único, que estabelece que em mercados concorrentes, isentos de custos de transporte e barreiras comerciais, bens idênticos devem ser vendidos por preços equivalentes, independente da moeda em que são cotados.

Conforme Tomek e Robinson (1990) são três as principais abordagens de estudo que envolvem os problemas referentes à integração de mercados e a consequente transmissão de preços entre eles: a integração vertical, integração no espaço e através do tempo.

Estudos com enfoque vertical buscam analisar a transmissão em diferentes elos da cadeia produtiva desde o produtor até o consumidor final. Enquanto o enfoque espacial visa o estudo da integração de mercados e transmissão de preços entre dois mercados geograficamente separados, segundo Samuelson (1952), da mesma forma que os trabalhos sobre a integração através do tempo.

Nesses modelos, busca-se observar se a transmissão ocorre entre dois mercados separados espacialmente, levando em conta que as diferenças ocorrem devido aos custos de transação de mover o produto entre os dois mercados. Dessa forma torna-se possível a observação das condições de oferta e demanda de um mercado que irão afetar a comercialização e os preços em outro mercado, contando que o equilíbrio seja reestabelecido através das operações de arbitragem (RAPSOMANIKIS; HALLAM; CONFORTI, 2003).

Os modelos citados são considerados estáticos. Essa expressão deriva do fato de estar-se modelando uma relação contemporânea entre as variáveis, sendo que é postulado quando se acredita que uma mudança em  $x$  no período  $t$  terá uma mudança imediata em  $y$  (WOOLDRIDGE, 2006). Dentre os modelos estáticos disponíveis, o modelo de Mundlak e Larson (1992) é o mais utilizado, pois objetiva verificar como as variações nos preços internacionais são transmitidas aos preços domésticos, tendo como base a LPU. Embora esse trabalho não esteja relacionando preços internacionais com domésticos o modelo citado serve para esse propósito também.

Conforme o modelo de Mundlak e Larson (1992), em termos matemáticos a LPU pode ser expressa por:

$$P_{it} = \alpha + \beta P_{jt} + u_t, \quad (1)$$

em que  $P_{it}$  e  $P_{jt}$  são preços logaritimizadas de determinada commodity, nos mercados de duas regiões  $i$  e  $j$ , em dado período de tempo  $t$ ;  $\alpha$ , uma constante (ou intercepto); e o coeficiente  $\beta$  é a elasticidade de transmissão de preço entre essas regiões consideradas, de modo que as variações de preço da região  $j$  serão plenamente transmitidas para a região  $i$ , se o valor de  $\beta$  for igual a um. Em contrapartida as variações de preço na região  $j$  não ocasionarão impactos na região  $i$ , se o valor de  $\beta$  for igual a zero.

Com a evolução da modelagem de séries temporais, desenvolveram-se modelos que consideram o papel do tempo na economia, assumindo valores defasados tanto da variável dependente quanto das variáveis explicativas (GUJARATI, 2005). Esses modelos dinâmicos auxiliam a distinguir entre respostas de curto e longo prazo da variável dependente em relação a uma mudança unitária no valor de uma ou mais variáveis explicativas.

Devido ao fato de os preços  $P_{it}$  e  $P_{jt}$  serem determinados simultaneamente em mercados integrados, tem-se que  $P_{jt}$  não é independente de  $u_t$ , e a aplicação dos Mínimos Quadrados Ordinários geraria estimativas viesadas e inconsistentes. Além disso, geralmente, as séries de preços  $P_{it}$  e  $P_{jt}$  não são estacionárias. Em virtude dessas razões, estimativas da equação (1), por meio de métodos convencionais, como os Mínimos Quadrados Ordinários, podem não ser confiáveis (BUONGIORNO; UUSIVUORI, 1992, p. 541). Assim, a estacionariedade das séries deve ser verificada.

Segundo Gujarati (2005) um processo estocástico é estacionário se suas média e variância forem constantes ao longo do tempo, e, o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender somente da distância ou defasagem entre dois períodos, e não do período de tempo em que a covariância é calculada. A análise da estacionariedade pode ser feita pelos testes de raiz unitária, que identificam a ordem de integração das séries e a descrição do teste utilizado será descrito na próxima seção.

Diz-se que as séries são integradas de mesma ordem se as mesmas possuem raiz unitária (são não estacionárias) em seus níveis e devem ser

diferenciadas o mesmo número de vezes para se tornarem estacionárias (RAPSOMANIKIS; HALLAM; CONFORTI, 2003). O teste utilizado e suas características serão descritos na próxima seção.

Já a cointegração sugere que há uma relação de longo prazo (ou de equilíbrio) entre elas, ou seja significa que, mesmo sendo individualmente não estacionárias, uma combinação linear de duas ou mais séries econômicas pode ser estacionária (GUJARATI, 2005). Com isso, mesmo que individualmente exibam um caminho aleatório, parece haver uma relação estável a longo prazo entre as duas variáveis e elas não se afastarão uma da outra.

O teste de cointegração deve ser considerado como uma forma de evitar situações de regressão espúria (GRANGER, 1986). A utilização da raiz unitária e cointegração tem como contribuição verificar a estacionariedade dos resíduos da regressão, que se forem confirmados tornam a regressão não espúria (GUJARATI, 2005).

Conforme Bacchi (1994), se houver cointegração entre as variáveis, seu desvio relativo à trajetória de longo prazo deverá ser incluído no modelo através do mecanismo de correção de erro (VEC), que consiste em incorporar o termo de erro defasado de um período no modelo, com o intuito de recuperar as relações de longo prazo que foram perdidas na diferenciação das séries. Para Harris (1995), a principal vantagem de escrever o sistema em termos do modelo de correção de erro diz respeito à incorporação de informações tanto de curto quanto de longo prazo. Quando os resultados encontrados referem-se aos termos curto e longo prazo, os períodos descritos são representados por uma frequência mensal no curto prazo, e no longo prazo o decorrer de todo o período refletido na análise.

Já o sentido e a origem da transmissão de preços são verificados geralmente por testes de casualidade, observando se valores presentes e passados de uma variável exercem efeito sobre o valor presente de outra variável (AGUIAR, 1993).

Com os elementos teóricos presentes nessa seção, é possível estabelecer o embasamento para a descrição dos métodos utilizados de forma mais detalhada e aplicada na seção seguinte.



### 4.3 Modelo analítico

Com o intuito de atender os objetivos deste estudo, empregaram-se os testes de raiz unitária, e de cointegração de Johansen; estimação da função de impulso-resposta; decomposição da variância dos erros de previsão e estimação da análise do modelo vetorial de correção de erro.

#### 4.3.1 Teste de Raiz Unitária

Como descrito na seção anterior, quando se analisam séries temporais, alguns cuidados são necessários no que se refere à estacionariedade da série observada, principalmente em se tratando de séries de preços agrícolas, que tem como características fortes tendências.

Quando as variáveis individuais não são estacionárias, mas uma combinação delas é estacionária então diz-se que essas variáveis são cointegradas (ENGLE e GRANGER, 1987). Para se testar a cointegração entre as séries de preços do milho nos respectivos estados, deve-se primeiro determinar a ordem de integração.

Segundo Bueno (2008) um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em termos de notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por:

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu ,$$

$$\text{Variância: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \Omega^2 \text{ e}$$

$$\text{Covariância: } k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$$

Para determinar a ordem de integração das variáveis de interesse, este trabalho utilizou o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Esse teste

permite verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias (DICKY; FULLER, 1979, 1981).

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

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

com:  $\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i)$  e  $\beta_i = \sum_{j=1}^p \alpha_j$ , em que:  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;  $y$  representa a variável dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $t \varepsilon$  denota o erro, que se assume ser identicamente e independentemente distribuída. Para determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC).

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma = 0$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística T com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula  $\gamma = 0$ . A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística  $\tau$  for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não-estacionária.

O teste ADF ajusta o teste de DF para levar em conta uma possível correlação serial nos termos de erro, somando os termos de diferenças defasados pelo termo em que foi aplicada a regressão, sendo que consiste em uma premissa do teste de DF que os termos de erro são distribuídos de forma independente e idêntica.

#### 4.3.2 Cointegração

Conforme Harris (1995), o conceito de cointegração demonstra a possível correlação a longo prazo das variáveis. Dessa forma, é possível a partir dele obter uma comprovação da LPU (Lei do Preço Único) já que choques de oferta e/ou demanda terão o mesmo impacto em ambos os mercados a longo prazo, acarretando na assunção da hipótese de integração entre os mercados.

Em um modelo com duas variáveis, se houver relação de cointegração entre elas, então existe causalidade em pelo menos uma direção (GRANGER, 1988). A estimação econométrica das relações de preços, consideradas neste trabalho, fundamentou-se no modelo de autorregressão vetorial (VAR), cuja representação do VAR, de ordem  $p$ , é expressa da seguinte forma, conforme Enders (1995):

$$Y_t = \delta + \Theta_1 Y_{t-1} + \dots + \Theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que cada  $\Theta$ , é uma matriz de parâmetros  $k \times k$ ; e é um vetor  $k$ -dimensional de termos ruído branco, com matriz de covariância  $A$ . A estimação da ordem da defasagem  $p$  do modelo VAR será obtida pelo menor critério de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quin (HQ). Segundo Mayorga *et al.* (2007), os coeficientes da equação (4) não consideram o relacionamento entre as variáveis expressas no modelo VAR. Portanto, os impactos das inovações podem ser analisados mediante a função impulso-resposta, que fornece o efeito corrente e futuro sobre as variáveis endógenas, originado a partir de um desvio padrão de um choque nas inovações contemporâneas, ou seja, delinea o comportamento das séries incluídas no modelo VAR, em resposta a choques ocasionados por variáveis residuais.

Ainda nessa perspectiva, Margarido *et al.* (2004) demonstram que há uma outra maneira de se caracterizar o inter-relacionamento dinâmico entre as variáveis do modelo, que pode ser captado pela decomposição da variância dos erros de previsão para  $k$  períodos para a frente. A decomposição de variância mede a contribuição relativa de cada choque sobre as variáveis endógenas do sistema VAR, ou seja, tem a capacidade de mostrar a fração da variância do erro projetado para cada valor, que resulta do efeito das próprias inovações, e aquelas que provêm de inovações da outra variável e avaliam o poder de explicação de cada variável em intervalos mensais de tempo.

De acordo com Enders (1995), cointegração significa que séries temporais não estacionárias e integradas de mesma ordem compartilham tendências estocásticas semelhantes, ou seja, apresentam relação de equilíbrio de longo prazo. Johansen (1988) desenvolveu uma metodologia de cointegração baseada no posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ , tal como apresentado na equação (5).

$$\Delta X_t = \delta + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_{x,t} \quad (5)$$

A determinação do número de vetores de cointegração requer conhecimento sobre o posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . Conforme Enders (1995), existem três possibilidades:

- i) o posto de  $\Pi$  ser completo. Nessa situação, qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível;
- ii) o posto de ser nulo, logo não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença;
- iii) a matriz  $\Pi$  ter posto reduzido. Nesse caso, há  $r$  vetores de cointegração, em que  $0 < r < n$ .

Johansen (1988) estabeleceu dois testes estatísticos visando a descobrir o número de relações de cointegração das séries  $\beta_{x,t}$ . Neste trabalho, utilizaram-se os testes do traço e do máximo autovalor para identificar a presença de vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o teste do traço busca testar a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos seja inferior ou igual a  $r$  ( $H_0 =$  Vetores de cointegração  $\leq r$ ) contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores seja maior do que  $r$  ( $H_1 =$  Vetores de cointegração  $> r$ ), podendo ser expresso por (6):

$$\lambda_{\max}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (6)$$

em que  $\lambda_i$  são os valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ , e  $T$  é o número de observações.

O teste do máximo autovalor pretende testar a hipótese nula de que o número de vetores seja  $r$  ( $H_0$ : Vetores de cointegração =  $r$ ), contra a hipótese alternativa de existência de  $r+1$  vetores de cointegração ( $H_1$ : Vetores de cointegração =  $r+1$ ), podendo ser representado da seguinte forma (7):

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (7)$$

#### 4.3.3 Mecanismo de Correção de Erro (VEC)

Após detectar a relação de cointegração proposta por Engle e Granger (1987) entre as variáveis, passa-se para a próxima etapa, que consiste na inclusão do modelo de correção de erro, que tem a vantagem de reter as informações sobre o nível das séries, de modo que as relações de longo prazo, entre as variáveis do modelo estudado, permaneçam presentes.

Se as variáveis  $X_{t-i}$  e  $Y_{t-i}$  da equação (5) são integradas de ordem 1 [ $I(1)$ ] e existe uma combinação linear entre elas, que é integrada de ordem zero [ $I(0)$ ], ter-se-á o seguinte modelo de correção de erro, de acordo com Engle e Granger (1987), tal como apresentado pela Equação (8).

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta Y_t = \beta_0 + \beta_i \Delta Y_{t-i} + \beta_j \Delta X_{t-i} + \phi ECT_{y,t-i} + u_{y,t} \\ \Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \alpha_j \Delta X_{t-i} + \phi ECT_{x,t-i} + u_{x,t} \end{array} \right. \quad (8)$$

em que  $\beta_0$ ,  $\beta_i$ ,  $\beta_j$ ,  $\alpha_0$ ,  $\alpha_i$  e  $\alpha_j$ , são os coeficientes do modelo;  $\Delta Y_{t-i}$  e  $\Delta X_{t-i}$  indicam a primeira diferença das variáveis a serem testadas, defasadas em  $i$  períodos;  $\phi$  é o coeficiente de ajustamento de longo prazo;  $u_{y,t}$  e  $u_{x,t}$  são os termos de erro aleatório, e,  $ECT_{t-i}$  são os desvios do equilíbrio de longo prazo entre  $\Delta Y_t$  e  $\Delta X_t$ , defasados em  $i$  períodos dados pela equação (5). Se  $\phi$  for estatisticamente significativo, os erros da equação de cointegração de longo prazo servem para ajustar as variações dos

preços no curto prazo, ou seja, pode-se verificar qual proporção de desequilíbrio em  $Y_t$  em um período, é corrigida no período seguinte.

Os resultados obtidos no VEC, representados por valores a curto e longo prazo tem esses valores temporais bem delimitados. No caso do curto prazo, são obtidos valores mensais para o primeiro mês (-1) e segundo mês (-2) seguintes ao período analisado. Já o longo prazo analisa o período como um todo e a sua influência nesse período.

#### 4.3.4 Causalidade de Granger

Outro método analítico empregado neste estudo diz respeito ao teste de causalidade sugerido por Granger (1969). Esse teste busca verificar se a incorporação de valores passados de uma variável  $X$  contribui com melhores previsões para a variável  $Y$ . Assim, trata-se de um teste de precedência temporal e não de causalidade, no sentido de uma relação de causa e efeito. Em outros termos, esse instrumental é útil para avaliar se as variações de preços em um mercado precedem as variações de preços em outro mercado.

A justificativa metodológica para a utilização deste teste para verificar causalidade, deve-se ao fato de utilizar um modelo que inclui um ou mais valores defasados da variável dependente entre suas variáveis explicativas, o que consiste em objetivo desta dissertação. Os resultados da regressão são testados via teste F. Assim, para as variáveis se tem Granger-Casual é necessário que a estatística F calculada seja superior aos valores F-críticos. Esse teste requer a estimativa das seguintes equações (9) e (10):

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta X_t = a_x + \sum_{i=1}^k \beta_{x,i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{x,i} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{x,t}, \end{array} \right. \quad (9)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta Y_t = a_y + \sum_{i=1}^k \beta_{y,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{y,i} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{y,t}, \end{array} \right. \quad (10)$$

em que:  $\Delta X_t$  e  $\Delta Y_t$  indicam a primeira diferença das variáveis a serem testadas;  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  são os coeficientes das regressões a serem estimados;  $\varepsilon$ , é o termo de erro aleatório.

As relações de causalidade entre duas variáveis podem ocorrer nas seguintes formas:

i) Causalidade unilateral de  $\Delta Y$  para  $\Delta X$  : quando os coeficientes estimados em (9) para a variável defasada  $\Delta Y$  são conjuntamente diferentes de zero, e quando o conjunto de coeficientes estimados em (10), para a variável  $\Delta X_t$ , não forem estatisticamente diferentes de zero;

ii) Causalidade unilateral de  $\Delta X$  para  $\Delta Y$ : Corresponde ao inverso da forma anterior, ou seja, aceita-se a hipótese nula em (9) e rejeita-se em (10);

iii) Bicausalidade ou simultaneidade: quando os conjuntos de coeficientes de defasagem forem estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões;

iv) Ausência de causalidade: Refere-se ao contrário da forma (iii), isto é, não se rejeita a hipótese nula em (9) e (10).

Conforme Granger (1988), em um modelo com duas variáveis, se houver relação de cointegração entre elas, então existe causalidade em pelo menos uma direção.

#### **4.4 Base de dados**

Este trabalho tem como base o uso de dados secundários, observando-se os critérios para a avaliação da qualidade dos mesmos: confiabilidade, especificação, precisão, atualidade, objetivo e natureza (MALHORTA, 2004). Segundo o autor ainda, define que dados secundários são dados coletados para fins diferentes do problema em pauta, como é o caso desse trabalho.

As séries temporais serão o guia do estudo para as análises. É importante observar a partir de séries temporais o comportamento dos preços. Segundo Ehlers (2007), uma série temporal é uma coleção de observações feitas sequencialmente

ao longo do tempo. A característica mais importante desse tipo de dados é que as observações vizinhas são dependentes e há interesse em analisar e modelar esta dependência. Em alguns casos, o interesse da análise das séries temporais é para a possibilidade de previsões de valores futuros. Nesse caso, a estrutura da série e a relação com outras séries são o interesse principal.

As variáveis identificadas a partir dos cenários descritos, consideradas relevantes para a pesquisa são:

- Preços reais pagos ao produtor do estado de Goiás, coletados junto à Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB);
- Preços reais pagos ao produtor do estado de Mato Grosso, coletados junto ao Instituto Mato-Grossense de Economia Aplicada (IMEA);
- Preços reais pagos ao produtor do estado do Paraná, coletados junto ao Departamento de Economia Rural (DERAL) da Secretaria da Agricultura e do Abastecimento do Estado do Paraná (SEAB);
- Preços reais pagos ao produtor do estado de Santa Catarina, coletados junto a Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina (EPAGRI);
- Preços reais pagos ao produtor do estado do Rio Grande do Sul, coletados junto à Secretaria da Agricultura, Pecuária e Agronegócio do estado do Rio Grande do Sul (SEAPA)
- Indicadores de preço do milho junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA). Esses valores foram coletados pois são os indicadores utilizados como referência dos preços nacionais a partir das cotações na Bolsa BM&FBOVESPA e serviram como referencial para os preços estaduais.

O quadro 1 demonstra a nomenclatura utilizada nas variáveis e as respectivas séries que os mesmos representam.



**Quadro 1 – Nomenclatura das variáveis utilizadas na análise e as respectivas séries representadas.**

Variável	Série representada
PREÇO DEFLACIONADO GO	Logaritmo dos preços pagos ao produtor do estado de Goiás
PREÇO DEFLACIONADO MT	Logaritmo dos preços pagos ao produtor do estado do Mato Grosso
PREÇO DEFLACIONADO PR	Logaritmo dos preços pagos ao produtor do estado do Paraná
PREÇO DEFLACIONADO RS	Logaritmo dos preços pagos ao produtor do estado do Rio Grande do Sul
PREÇO DEFLACIONADO SC	Logaritmo dos Preços pagos ao produtor do estado de Santa Catarina
PREÇO DEFLACIONADO SP	Logaritmo dos preços cotados na Bolsa de mercadorias BM&F BOVESPA

Fonte: Elaborado pelo autor.

A tabulação dos dados se deu de forma a apresenta-los com frequência mensal. Esta frequência foi solicitada aos órgãos aos quais os dados foram requeridos e já foram enviados na forma de médias mensais estaduais. Quanto aos dados do Centro de Estudos Avançados, que foram enviados como médias semanais, foi realizada a médias das médias semanais de forma a obter os valores mensais. Os preços foram registrados de Junho de 1995 até Julho de 2013. Optou-se por esta data de início pois era a data mais próximo do início do Plano Real em que todos os estados apresentavam registro de média de preço mensal da commodity, resultando em 218 observações por variável.

As séries de cada estado foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-di), obtidos junto à Fundação Getúlio Vargas (FGV). O uso da deflação se justifica pois as correlações considerariam o valor da inflação (aumento dos preços ao longo do tempo) acarretando em altos coeficientes de correlação que dariam um viés no resultado, caso os preços não fossem deflacionados.

Após a deflação, os preços foram convertidos em logaritmo neperiano de forma a serem inseridos no software Eviews 7.0 onde a análise foi realizada. Este software é o mais utilizado em trabalhos que visam analisar series temporais de acordo com a bibliografia consultada. O uso de logaritmo em todos os testes é devido ao mesmo ser uma técnica de filtragem dos dados de transformação de escala que não afeta os resultados obtidos.

Antes do início da análise as séries também foram testadas para descartar as características sazonais. Foram incluídas 11 variáveis *dummy* para observar se existia alguma significância nos valores de algum mês específico dentro das séries de preço. Se a série apresentar sazonalidade, utiliza-se o método de correção da

mesma, pois admite-se que existe um padrão sazonal fixo, invariante no tempo que pode influenciar na correlação das variáveis. Esse cálculo é feito com base no método X-12 ARIMA, que incorpora vários aperfeiçoamentos ao seu antecessor X-11-ARIMA, desenvolvido por Dagum(1988). Dessa forma, obtém-se uma série de preço com os valores livres de sazonalidade para a análise da transmissão de preços. Descrita a base de dados, a próxima seção apresenta os resultados obtidos com este trabalho.

## 5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para a correção, foi aplicado o método ARIMA X12 na variável para obter uma nova série de valores estimados com a sazonalidade corrigida. Com a sazonalidade corrigida, a série de preços foi intitulada como PREÇO DEF SP SA.

**Tabela 4 – Resultado do teste de sazonalidade nas variáveis das séries de preços dos estados de Goiás, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e as cotações obtidas na bolsa de mercadorias BM&F BOVESPA.**

	Goiás		Mato grosso		Paraná		Rio grande do sul		Santa catarina		BM&F BOVESPA	
	Teste t	Prob.	Teste t	Prob.	Teste t	Prob.	Teste t	Prob.	Teste t	Prob.	Teste t	Prob.
JANEIRO	-0,664	0,508	-0,074	0,941	-0,092	0,927	-0,895	0,372	-0,240	0,811	-0,099	0,921
FEVEREIRO	0,146	0,884	-0,216	0,829	-0,265	0,791	-0,424	0,672	-0,806	0,421	-1,026	0,306
MARÇO	-1,635	0,104	-0,079	0,938	-0,540	0,590	-1,187	0,237	-1,159	0,248	-1,923	0,056
ABRIL	-0,491	0,624	0,162	0,872	-0,716	0,475	-1,367	0,173	-1,276	0,204	-2,330	0,021
MAIO	0,103	0,918	-0,385	0,700	-0,687	0,493	-1,176	0,241	-1,158	0,248	-2,364	0,019*
JUNHO	-1,574	0,117	-1,016	0,311	-0,637	0,525	-1,253	0,212	-1,141	0,255	-2,472	0,014*
JULHO	-1,282	0,201	-1,414	0,159	-0,557	0,578	-1,276	0,204	-1,336	0,183	-2,498	0,013*
AGOSTO	-0,056	0,955	-1,092	0,276	-0,405	0,686	-0,966	0,335	-0,838	0,403	-1,880	0,062
SETEMBRO	-0,876	0,382	-0,638	0,524	-0,030	0,976	-0,387	0,699	-0,207	0,836	-1,187	0,237
OUTUBRO	-1,265	0,207	-0,240	0,810	0,459	0,646	-0,425	0,672	-0,180	0,858	-0,780	0,436
NOVEMBRO	-0,311	0,756	0,233	0,816	-0,004	0,997	-0,064	0,949	0,370	0,712	-0,112	0,911

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do software Eviews 6.0

Após os testes de sazonalidade e corrigido o problema nos preços da BM&F foi realizado o teste de estacionariedade nas series de preços do milho (Tabela 5). As variáveis em nível do estado de Goiás, Rio Grande do Sul e Santa Catarina são estacionárias enquanto Mato Grosso e Paraná são não estacionárias no Teste de Dickey-Fuller aumentado. Já em primeira diferença todas são estacionárias, sendo portanto integradas de ordem 1. Os valores obtidos na análise são maiores que o t crítico a um grau de significância de 1%.

No teste de Dickey Fuller Mínimos Quadrados, tanto em nível quanto em primeira diferença as séries são estacionárias. Todos os valores encontrados na análise são maiores que o t crítico a um grau de significância de 1%.

**Tabela 5 – Resultados dos testes ADF e DF-GLS em nível para as séries mensais logaritimizadas de preços dos estados de Goiás, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e as cotações obtidas na bolsa de mercadorias BM&F BOVESPA, junho de 1995 a julho de 2013.**

Variáveis	Nível	ADF <sup>a</sup>		Nível	DF-GLS <sup>b</sup>	
		1º diferença	t crítico <sup>c</sup>		1º diferença	t crítico <sup>c</sup>
PREÇO DEFLACIONADO GO	-4,3751	-10,2782	-3,460	-3,6976	-2,7529	-2,576
PREÇO DEFLACIONADO MT	-3,1027	-10,8856	-3,460	-3,0991	-9,4576	-2,576
PREÇO DEFLACIONADO PR	-3,3042	-13,0357	-3,460	-3,3152	-3,3471	-2,576
PREÇO DEFLACIONADO RS	-3,9491	-9,1893	-3,460	-3,9589	-4,5563	-2,576
PREÇO DEFLACIONADO SC	-3,7941	-10,7518	-3,460	-3,5851	-9,2591	-2,576
PREÇO DEF SP SA	-3,4022	-9,9953	-3,460	-3,3518	-10,0057	-2,576

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do software Eviews 6.0

Nota: a: Teste Dickey-Fuller aumentado – modelo apenas com intercepto; b: Dickey-Fuller Mínimos Quadrados Generalizados – modelo apenas com intercepto; c: Valores críticos com 1% de significância

A estacionariedade encontrada nas séries significa que a média e variância dos valores ao longo do tempo são constantes. A partir desse teste já é possível observar que as séries observadas apresentam uma forte correlação nos seus valores.

Após a verificação da estacionariedade das séries, foi feita a determinação do número de defasagens do modelo VAR. Para isso foram adotados dois critérios: o primeiro, a decisão pelo número de defasagens que minimizou os critérios de Informação de Akaike (AIC); o segundo foi o de Hannan-Quinn. A tabela 6 apresenta os resultados obtidos na estimação dos coeficientes que indicam que o número de defasagens a ser utilizado pelos critérios selecionados é de duas. Além desses critérios, o critério de Erro de Previsão Final também recomenda o uso de duas defasagens na análise do modelo VAR. Esse número de defasagens escolhido, de acordo com a indicação dos critérios, preconiza a ausência de autocorrelação dos resíduos.

**Tabela 6 – Definição do número de defasagens do modelo VAR, para as séries mensais logaritimizadas de preços dos estados de Goiás, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e as cotações obtidas na bolsa de mercadorias BM&F BOVESPA, junho de 1995 a julho de 2013.**

Defasagem	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-	3.04e-14	-1.409.728	-1.400.165	-1.405.862
1	1413.112	4.06e-17	-2.071.557	-20.04615*	-2.044.495
2	141.0291*	2.80e-17*	-21.08860*	-1.984.538	-20.58601*
3	37.30255	3.25e-17	-2.094.104	-1.912.404	-2.020.649
4	43.67391	3.63e-17	-2.083.426	-1.844.347	-1.986.775
5	41.28493	4.09e-17	-2.072.204	-1.775.746	-1.952.357
6	40.05521	4.61e-17	-2.061.072	-1.707.235	-1.918.029

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do software Eviews 6.0

Nota: \*Indica a ordem da defasagem selecionada pelo critério; LR – Estatística do teste LR sequencial modificado; FPE – Erro de previsão final; AIC – Critério de informação Akaike; SC – Critério de informação de Schwarz; HQ – Critério de informação de Hannan-Quinn.

Uma vez determinado o número de defasagens do modelo VAR, realizou-se o teste de cointegração de Johansen para verificar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis. Foram realizados o teste do traço e do máximo Autovalor. A tabela 7 apresenta os resultados do teste do traço. Observa-se que a hipótese nula ( $r = 0$ ) é rejeitada a 5% de significância se comparado o valor da estatística com o valor crítico. Assim como também são rejeitadas as hipóteses de uma, duas, três, quatro e cinco vetores de correlação, o que significa que existem vetores de cointegração entre as seis variáveis avaliadas. A cointegração está presente entre todas as séries de preço da análise a longo prazo.

**Tabela 7 – Teste do traço para cointegração das séries mensais logaritimizadas de preços dos estados de Goiás, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e as cotações obtidas na bolsa de mercadorias BM&F BOVESPA, junho de 1995 a julho de 2013.**

Hipótese Nula	Hipótese alternativa	Estatística do traço	Valor Crítico (5%)
$r = 0$	$r > 0$	186,3954	107,3466
$r \leq 1$	$r > 1$	132,0768	79,34145
$r \leq 2$	$r > 2$	85,04458	55,24578
$r \leq 3$	$r > 3$	52,91636	35,01090
$r \leq 4$	$r > 4$	27,08044	18,39771
$r \leq 5$	$r > 5$	12,07384	3,841466

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do software Eviews 6.0

O teste do Máximo Autovalor também busca testar as hipóteses de forma a verificar quantas são as correlações entre as variáveis analisadas. Pode-se observar na tabela 8 que assim como na estatística do traço há mais de cinco vetores de cointegração entre as variáveis, pois os valores calculados em todas as hipóteses são maiores que o valor crítico.

**Tabela 8 – Teste do Máximo Autovalor para cointegração das séries mensais logaritimizadas de preços dos estados de Goiás, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e as cotações obtidas na bolsa de mercadorias BM&F BOVESPA, junho de 1995 a julho de 2013.**

Hipótese Nula	Hipótese alternativa	Máximo Autovalor	Valor Crítico (5%)
$r = 0$	$r=0$	54.31863	43.41977
$r \leq 1$	$r=1$	47.03223	37.16359
$r \leq 2$	$r=2$	32.12822	30.81507
$r \leq 3$	$r=3$	25.83592	24.25202
$r \leq 4$	$r=4$	15.00660	17.14769
$r \leq 5$	$r=5$	12.07384	3.841466

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do software Eviews 6.0

Os dois testes comprovam que as séries de preços da commodity milho tem um vetor de cointegração ao longo do tempo nos estados brasileiros analisados, assim como também se relacionam com os preços cotados na bolsa de mercadorias BM&F. Essa correlação determinada pelo teste infere que existem tendências estocásticas semelhantes entre as variáveis, ou seja, há uma relação de equilíbrio ao longo do tempo.

Como o teste demonstra que há vetores de cointegração entre todas as variáveis não são demonstrados os resultados do teste de cointegração a cada agrupamento de duas variáveis pois o resultado de todos eles foram significativos rejeitando a hipótese nula. Esse resultado está de acordo com a LPU, o que significa que as variáveis se comunicam entre si a longo prazo variando os valores dos preços devido aos custos de transação de mover o produto entre dois mercados. Portanto, presume-se no caso do mercado do milho, que tem grande consumo interno que os custos logísticos tem forte influência na diferença dos preços da commodity nos mercados regionais.

A partir dessas informações foi estimado o vetor de correção de erros (VEC) para cada uma das variáveis de interesse na pesquisa. Esse procedimento tem por objetivo observar as informações sobre os níveis das séries, de modo que as relações de longo prazo entre as variáveis permaneçam presentes. A tabela 9 apresenta os resultados obtidos na análise do preço no estado de Goiás como variável dependente.

**Tabela 9 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo vetorial de correção de erros (VEC) para a variável referente aos preços do estado de Goiás em relação às outras variáveis, junho de 1995 a julho de 2013.**

<b>Estimativa dos parâmetros de longo prazo (<math>\beta</math>)</b>			
Variável Explicativa	Var. Explicada: <b>PREÇO DEFLACIONADO GO</b>		
	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t
PREÇO DEFLACIONADO MT	-0,060657	0,11928	-0,50853
PREÇO DEFLACIONADO PR	-1,547686	0,30964	-4,99828*
PREÇO DEFLACIONADO RS	0,164465	0,22262	-0,73877
PREÇO DEFLACIONADO SC	1,491224	0,34676	-4,3005*
PREÇO DEF SP SA	0,838144	0,18021	-4,65091*
<b>Estimativa dos coeficientes de ajuste de curto prazo (<math>\alpha</math>)</b>			
PREÇO DEFLACIONADO MT (-1)	0,140226	0,07456	1,88068
PREÇO DEFLACIONADO MT (-2)	-0,133882	0,07365	-1,81775
PREÇO DEFLACIONADO PR (-1)	-0,28494	0,14893	-1,91323
PREÇO DEFLACIONADO PR (-2)	-0,0965	0,14188	-0,68017
PREÇO DEFLACIONADO RS (-1)	0,005492	0,16121	0,03406
PREÇO DEFLACIONADO RS (-2)	-0,089203	0,14275	-0,62489
PREÇO DEFLACIONADO SC (-1)	0,581885	0,18096	3,2156*
PREÇO DEFLACIONADO SC (-2)	0,022232	0,18557	0,11981
PREÇO DEF SP SA (-1)	0,005423	0,13512	0,04014
PREÇO DEF SP SA (-2)	0,0856	0,12689	0,67458

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do software Eviews 6.0

Nota: \*, \*\*, Significativo a 1% e 5% respectivamente.

Os resultados obtidos demonstram que ao longo do período analisado, os preços no estado de Goiás tem uma influência significativa relacionada aos valores cotados na bolsa BM&F BOVESPA. É um resultado esperado pois os valores dos preços nacionais tem como base os valores obtidos a partir da demanda internacional. Os resultados também demonstram que no longo prazo os preços do estado do Paraná e de Santa Catarina tem influência significativa a 1% nos preços do estado. Pode-se assumir que esse resultado seja observado devido à demanda

do estado de Santa Catarina da commodity para a produção de aves e suínos, influenciando a formação do preço no estado de Goiás.

Nas relações de curto prazo, percebe-se que não há influência significativa das variáveis em geral no preço do estado. A maior parte dos coeficientes apresenta valores não significativos. Isso sugere que os desequilíbrios no preço dos mercados desses estados são lentamente corrigidos de forma a retomarem o equilíbrio. O único estado que apresentou uma alta significância foi o estado de Santa Catarina na análise de curto prazo. Essas observações a partir dos resultados levam à percepção de que existe uma forte influência do preço de Santa Catarina na formação do preço do estado de Goiás. Em números, isso significa que uma variação de 1% no preço do mês anterior no estado de Santa Catarina causará um aumento de 0,58% no preço do estado de Goiás.

A tabela 10 apresenta os resultados obtidos com a variável PREÇO DEFLACIONADO MT referente à série de preços logaritimizada do estado do Mato Grosso como variável dependente. A longo prazo, o preço cotado na bolsa também apresenta alto grau de significância. Os estados com maior influência no preço da commodity no mercado mato-grossense são o estado de Goiás, Paraná e Santa Catarina. O único estado que não apresenta influência significativa é o Rio Grande do Sul. Por ser um estado com produção crescente, e hoje predominante no mercado, pode-se inferir que o estado do Mato Grosso tem uma relação forte de equilíbrio com os preços dos outros estados que participam do mercado da commodity. A distância geográfica entre esse estado e o Rio Grande do Sul pode ser o fator limitante de uma maior interação.

Mesmo que na análise desse estado a interação a longo prazo tenha se mostrado alta com o mercado dos outros estados analisados, a resposta a curto prazo a desequilíbrios nos preços se mostrou pouco significativa. Os resultados obtidos demonstram que o estado do Mato Grosso não sofre influência significativa em curtos períodos de tempo às oscilações nos outros mercados participantes. Esse aspecto, comparado aos resultados de longo prazo leva a compreensão de que nesse mercado os preços são corrigidos de uma forma mais lenta, levando mais tempo para retornar ao equilíbrio.



**Tabela 10 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo vetorial de correção de erros (VEC) para a variável referente aos preços do estado do Mato Grosso em relação às outras variáveis, junho de 1995 a julho de 2013.**

<b>Estimativa dos parâmetros de longo prazo (<math>\beta</math>)</b>			
Variável Explicativa	Var. Explicada: <b>PREÇO DEFLACIONADO MT</b>		
	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t
PREÇO DEFLACIONADO GO	-16,48625	3,16264	-5,15157*
PREÇO DEFLACIONADO PR	25,5155	5,15157	4,95297*
PREÇO DEFLACIONADO RS	-2,711411	3,87251	-0,70017
PREÇO DEFLACIONADO SC	-24,5847	5,80946	-4,23184*
PREÇO DEF SP SA	13,81786	3,27094	4,22444*
<b>Estimativa dos coeficientes de ajuste de curto prazo (<math>\alpha</math>)</b>			
PREÇO DEFLACIONADO GO (-1)	0,117623	0,17351	0,67788
PREÇO DEFLACIONADO GO (-2)	0,163864	0,16732	0,97932
PREÇO DEFLACIONADO PR (-1)	0,201966	0,19716	-1,02438
PREÇO DEFLACIONADO PR (-2)	0,00198	0,18782	0,01054
PREÇO DEFLACIONADO RS (-1)	0,161349	0,21341	0,75604
PREÇO DEFLACIONADO RS (-2)	-0,043457	0,18898	-0,22996
PREÇO DEFLACIONADO SC (-1)	0,226552	0,23956	0,94572
PREÇO DEFLACIONADO SC (-2)	-0,029573	0,24566	-0,12038
PREÇO DEF SP SA (-1)	0,218332	0,17888	1,22053
PREÇO DEF SP SA (-2)	0,134064	0,16798	0,79808

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do software Eviews 6.0

Nota: \*, \*\*, Significativo a 1% e 5% respectivamente.

Os estados da região Sul também apresentam diferenças nos resultados. A análise dos preços do estado do Rio Grande do Sul como variável dependente está demonstrada na Tabela 11. A análise de longo prazo mostra um resultado parecido com o obtido no estado de Mato Grosso. Os preços dos estados de Goiás, Paraná, Santa Catarina e a cotação da Bolsa de mercadorias tem forte relação com o preço formado no estado. Apenas o estado do Mato Grosso não apresenta uma correlação significativa. Como dito anteriormente é possível inferir que isso ocorre devido à distância geográfica entre os dois estados que diminui a interação entre ambos.

No curto prazo á uma diferenciação se comparado ao Mato Grosso. Os coeficientes demostram que há uma interação significativa entre o estado do Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Os dois estados, além da proximidade geográfica tem um comércio acentuado da commodity devido à demanda catarinense do grão. Observa-se que o valor do coeficiente dessa relação é alto a um grau de significância de 1%. Observa-se também que, não com a mesma intensidade pois a significância se dá em um grau de 5%, o estado do Paraná e o valor cotado na Bolsa de mercadorias também tem influência a curto prazo. Em números, isso significa que

no caso do estado do Paraná, uma variação de 1% no preço do mês anterior causará uma diminuição de 0,22% no preço do estado do Rio Grande do Sul. E quanto a uma variação no preço do estado de Santa Catarina, em 1% no preço do mês anterior, causará um aumento de 0,44% no preço do estado gaúcho. Já na relação com a bolsa de mercadorias, um aumento de 1% do preço no mês anterior leva a um aumento de 0,22% no preço do mercado do estado. Isso pode ser justificado pois o estado destina parte da sua produção ao mercado externo e por esse motivo depende dos valores das cotações tomadas a partir dos preços dos mercados internacionais.

**Tabela 11 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo vetorial de correção de erros (VEC) para a variável referente aos preços do estado do Rio Grande do Sul em relação às outras variáveis, junho de 1995 a julho de 2013.**

<b>Estimativa dos parâmetros de longo prazo (<math>\beta</math>)</b>			
Variável Explicativa	Var. Explicada: <b>PREÇO DEFLACIONADO RS</b>		
	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t
PREÇO DEFLACIONADO GO	6,080323	1,2289	4,94778*
PREÇO DEFLACIONADO PR	-9,410434	1,77361	-5,3058*
PREÇO DEFLACIONADO MT	-0,368812	0,80622	0,45746
PREÇO DEFLACIONADO SC	9,067125	1,86344	4,86579*
PREÇO DEF SP SA	-5,096187	1,23859	-4,1145*
<b>Estimativa dos coeficientes de ajuste de curto prazo (<math>\alpha</math>)</b>			
PREÇO DEFLACIONADO GO (-1)	0,032667	0,09526	0,34292
PREÇO DEFLACIONADO GO (-2)	0,05333	0,09186	0,58053
PREÇO DEFLACIONADO PR (-1)	-0,223336	0,10825	-2,06324**
PREÇO DEFLACIONADO PR (-2)	-0,12151	0,10312	-1,17836
PREÇO DEFLACIONADO MT (-1)	0,050361	0,05419	0,92931
PREÇO DEFLACIONADO MT (-2)	-0,038137	0,05353	-0,71242
PREÇO DEFLACIONADO SC (-1)	0,442611	0,13152	3,36531*
PREÇO DEFLACIONADO SC (-2)	0,115815	0,13487	0,85869
PREÇO DEF SP SA (-1)	0,22841	0,09821	2,32572**
PREÇO DEF SP SA (-2)	0,05925	0,09223	0,64244

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do software Eviews 6.0

Nota: \*, \*\*, Significativo a 1% e 5% respectivamente.

O próximo estado que foi analisado como variável explicada foi o estado do Paraná, conforme a tabela 12. Devido a representatividade do estado na produção nacional e respectiva participação no mercado, o estado apresenta relação com os preços de quase todos os outros estados presentes na análise além de relação com o preço na bolsa de mercadorias. Os dois estados que não apresentaram significância a longo prazo foram o Rio Grande do Sul e Mato Grosso. Pode-se

inferir a partir dessa informação que os estados mais próximos têm maior influência no preço paranaense no mercado do milho.

**Tabela 12 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo vetorial de correção de erros (VEC) para a variável referente aos preços do estado do Paraná em relação às outras variáveis, junho de 1995 a julho de 2013.**

<b>Estimativa dos parâmetros de longo prazo (<math>\beta</math>)</b>			
Variável Explicativa	Var. Explicada: <b>PREÇO DEFLACIONADO PR</b>		
	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t
PREÇO DEFLACIONADO GO	-0,646126	0,136	-4,75086*
PREÇO DEFLACIONADO RS	-0,106265	0,141112	-0,75301
PREÇO DEFLACIONADO MT	0,039192	0,08534	0,45927
PREÇO DEFLACIONADO SC	-0,963518	0,19652	-4,90286*
PREÇO DEF SP SA	0,541546	0,13107	4,13181*
<b>Estimativa dos coeficientes de ajuste de curto prazo (<math>\alpha</math>)</b>			
PREÇO DEFLACIONADO RS (-1)	0,145169	0,16753	0,86653
PREÇO DEFLACIONADO RS (-2)	-0,102982	0,14835	-0,6942
PREÇO DEFLACIONADO GO (-1)	-0,447924	0,15477	-2,89412*
PREÇO DEFLACIONADO GO (-2)	-0,166491	0,14744	-1,12922
PREÇO DEFLACIONADO MT (-1)	0,117483	0,07748	1,51622
PREÇO DEFLACIONADO MT (-2)	-0,072383	0,07654	-0,94569
PREÇO DEFLACIONADO SC (-1)	0,431102	0,18805	2,29247**
PREÇO DEFLACIONADO SC (-2)	0,028504	0,19284	0,14781
PREÇO DEF SP SA (-1)	0,184305	0,14042	1,31251
PREÇO DEF SP SA (-2)	0,115837	0,13187	0,87843

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do software Eviews 6.0

Nota: \*, \*\*, Significativo a 1% e 5% respectivamente.

A curto prazo os coeficientes indicam que não tem uma significância alta nos preços entre os estados analisados. Mesmo assim, a um grau de significância de 5% o estado de Goiás e de Santa Catarina tem influência no preço do estado do Paraná. Percebe-se que neste estado, a curto e longo prazo a relação mais significativa é com os mesmos estados. Em números, isso significa que no caso do estado de Goiás, uma variação de 1% no preço do mês anterior causará uma diminuição de 0,44% no preço do estado do Paraná. E quanto a uma variação no preço do estado de Santa Catarina, em 1% no preço do mês anterior, causará um aumento de 0,43% no preço do estado paranaense.

O último estado analisado pelo vetor de correção de erro (VEC) foi Santa Catarina conforme mostra a tabela 13. Caracterizado por sua grande demanda de milho para a produção animal (suínos e aves), o estado apresentou pouca relação estatística com os outros estados tanto a curto quanto a longo prazo a um grau de

significância de 1%. A única relação significativa a 1% a longo prazo é com o estado do Paraná. A um grau de significância de 5% observa-se que há uma relação significativa estatisticamente com o estado de Goiás e com a cotação da bolsa de mercadorias.

**Tabela 13 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo vetorial de correção de erros (VEC) para a variável referente aos preços do estado do Santa Catarina em relação às outras variáveis, junho de 1995 a julho de 2013.**

<b>Estimativa dos parâmetros de longo prazo (<math>\beta</math>)</b>			
Variável Explicativa	Var. Explicada: PREÇO DEFLACIONADO SC		
	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t
PREÇO DEFLACIONADO GO	-0,175501	0,08599	2,04101**
PREÇO DEFLACIONADO RS	0,027993	0,09692	0,28882
PREÇO DEFLACIONADO MT	0,040896	0,06526	0,62663
PREÇO DEFLACIONADO PR	-0,911241	0,12369	-7,36725*
PREÇO DEF SP SA	-0,230042	0,09689	-2,37425**
<b>Estimativa dos coeficientes de ajuste de curto prazo (<math>\alpha</math>)</b>			
PREÇO DEFLACIONADO RS (-1)	0,232569	0,14055	1,65468
PREÇO DEFLACIONADO RS (-2)	-0,104487	0,12328	-0,84758
PREÇO DEFLACIONADO GO (-1)	0,143095	0,10959	1,30579
PREÇO DEFLACIONADO GO (-2)	0,044409	0,10549	0,42098
PREÇO DEFLACIONADO MT (-1)	0,08326	0,06473	1,28624
PREÇO DEFLACIONADO MT (-2)	-0,043665	0,0639	-0,68329
PREÇO DEFLACIONADO PR (-1)	-0,357542	0,13542	-2,64031**
PREÇO DEFLACIONADO PR (-2)	-0,103224	0,12618	-0,81809
PREÇO DEF SP SA (-1)	0,126136	0,11565	1,0907
PREÇO DEF SP SA (-2)	0,069641	0,1096	0,63544

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do software Eviews 6.0

Nota: \*, \*\*, Significativo a 1% e 5% respectivamente.

Percebe-se que todos os estados tem uma relação com o preço cotado a partir do mercado externo confirmando a influência do consumo internacional nos preços dos estados brasileiros. Santa Catarina apresenta uma menor influência em relação aos outros estados em relação ao valor do mercado externo pois tem alta demanda do produto nacional e não exporta sua produção. Pode-se dizer que Santa Catarina é um influenciador na formação de preços dos outros estados assim como o próprio mercado externo devido à sua demanda, além dos resultados obtidos que confirmam estatisticamente a influência do estado nos preços das duas regiões.

A curto prazo, o estado não apresenta apenas uma relação significativa em relação aos preços de outros estados a 1%. Já a 5% apresenta significância na relação com o estado do Paraná. Conforme a tabela, uma variação de 1% no preço

do estado do Paraná representa uma diminuição de 0,35% no preço do mês seguinte no mercado de Santa Catarina. Nesse sentido, acredita-se que essa interação ocorre devido ao estado do Paraná ser fornecedor de milho para o consumo do estado. Essa observação, aliada ao resultado obtido com a série de preços do Paraná como variável explicada demonstra que os preços dos dois estados são interdependentes. Tanto no curto quanto no longo prazo os dois se influenciam de forma recíproca, ressaltando a dependência existente entre esses dois mercados.

Um outro teste realizado para que fosse possível observar as relações de curto prazo entre as variáveis foi o teste de causalidade de Granger, baseado no vetor de correção (VEC). A tabela 14 mostra os valores encontrados e a partir dos resultados é possível determinar a influência das variáveis e o sentido da interação.

**Tabela 14 – Teste de causalidade a curto prazo baseado no VEC das variáveis analisadas.**

<b>Causalidade de Granger a curto prazo</b>					
<b>Variável Dependente</b>	<b>Variável Independente</b>				
	PREÇO DEF. GO	PREÇO DEF. RS	PREÇO DEF. MT	PREÇO DEF. PR	PREÇO DEF. SC
PREÇO DEF. GO	-	0,8211	0,0438*	0,1601	0,0047*
PREÇO DEF. RS	0,814	-	0,5331	0,103	0,0035*
PREÇO DEF. MT	0,5232	0,7258	-	0,5542	0,6025
PREÇO DEF. PR	0,9767	0,5252	0,2287	-	0,0671
PREÇO DEF. SC	0,2244	0,1269	0,3948	0,0419*	-

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do software Eviews 6.0

Nota: Valores da probabilidade menores que 0,05 são significativos e representados por \*.

Observa-se nos resultados que o estado que mais representa influência significativa nos preços dos outros estados é o estado de Santa Catarina. O estado causa Granger nos estados do Rio Grande do Sul e Goiás a um grau de significância de 1%. Isso se deve, como já dito anteriormente, a alta demanda no estado do grão produzido nesses estados. Também observa-se nesse teste que o preço do estado do Mato Grosso causa Granger no estado de Goiás. Essa observação não foi apontada no teste do VEC, onde apenas o estado de Santa Catarina apresentou significância a curto prazo.

Outra observação contida na tabela é que o estado do Paraná causa Granger no estado de Santa Catarina. O estado do Mato Grosso não apresenta

nenhuma influência desses estados que seja significativa a curto prazo de forma a produzir algum efeito relevante na formação do seu preço.

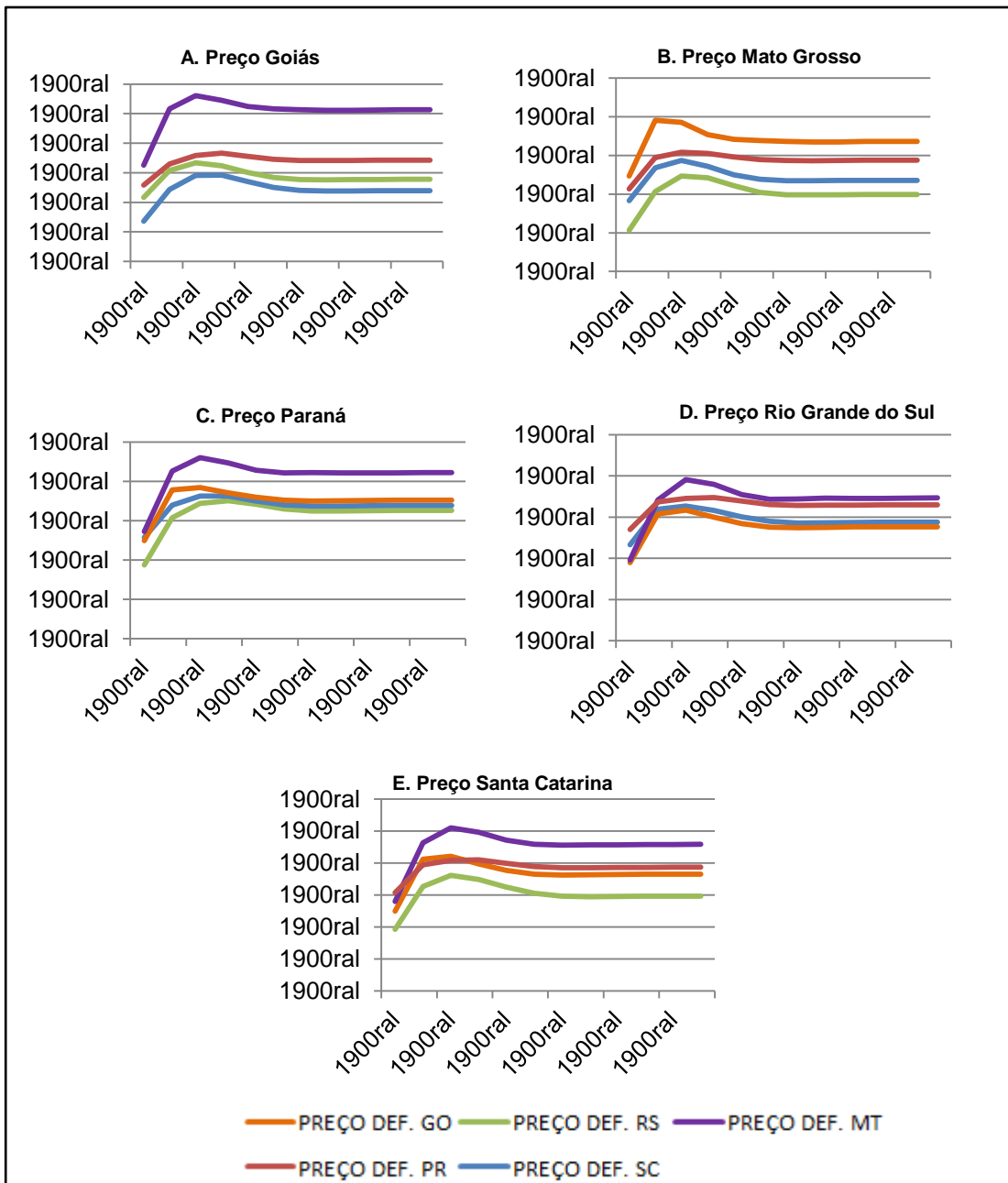
De uma forma geral, os resultados a curto prazo do teste de causalidade de Granger apresentaram considerações semelhantes aos obtidos com o vetor de correção de erros (VEC). Os preços obtidos na bolsa de mercadorias não foram utilizados como variável dependente (explicada) pois o objetivo do trabalho era observar se os preços nos estados analisados eram influenciados por essa variável mas não se essa variável era influenciada pelos preços dos estados. Isso porque, toma-se que esses preços são transmitidos pelos valores do mercado externo.

O último passo da análise foi observar a função impulso-resposta dessas variáveis de forma a ver como o preço dos estados se comportam graficamente, dado um impulso em um dos estados referidos. Os resultados podem ser observados na Figura 25.

É possível perceber que quando o estímulo se dá no preço do estado de Goiás, a maior resposta ocorre no estado do Mato Grosso com um aumento imediato no preço (Fig. 25A). Os outros estados também reagem ao impulso, mas com uma intensidade menor. Um impulso nos preços do Mato Grosso (Fig. 25B), também causa um aumento imediato nos preços dos outros estados, principalmente de Goiás, mas numa proporção pequena se comparado ao primeiro.

Quando o impulso é dado no preço do estado do Paraná e do Rio Grande do Sul (Fig. 25C e 25D), não ocorrem muitas mudanças nos preços dos outros estados. No estado do Paraná ainda percebe-se uma resposta maior do estado do Mato Grosso. Mesmo assim, não é considerada significativa. Já quando o impulso é dado no estado de Santa Catarina (Fig. 25E) percebe-se que todos os estados respondem de imediato com aumento, em diferentes proporções. O estado que sofre menos influência no gráfico é o Rio Grande do Sul.

Essa simulação de impulso-resposta é uma forma de demonstrar o comportamento das variáveis perante oscilações nos preços dos estados de forma a ver se a interação de fato existe. Pode-se perceber por ela que independente da intensidade na qual ocorrem as variações, oscilações nos preços dos estados representados nessa pesquisa causam oscilações em todos os estados pesquisados.



**Figura 25 – Função Impulso Resposta nas variáveis analisadas. A. Resposta das variáveis ao impulso na variável PREÇO DEFLACIONADO GO; B. Resposta das variáveis ao impulso na variável PREÇO DEFLACIONADO MT; C. Resposta das variáveis ao impulso na variável PREÇO DEFLACIONADO PR; D. Resposta das variáveis ao impulso na variável PREÇO DEFLACIONADO RS; E. Resposta das variáveis ao impulso na variável PREÇO DEFLACIONADO SC.**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do software Eviews 6.0

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Essa dissertação buscou analisar como se comportam os preços de milho entre os estados da região Sul e Centro-Oeste e também se esses mercados são integrados. Além disso foi buscado entender como esses preços regionais se comportam perante os valores tomados pelo mercado futuro.

Para isso, foram utilizados métodos quantitativos e ferramentas estatísticas apropriadas de forma a atender ao principal objetivo: verificar como ocorre a transmissão brasileira de preços entre os estados com mais representatividade no mercado da commodity milho, na região Sul e Centro-Oeste.

Os resultados indicam que os mercados regionais da commodity do estado do Paraná, Mato Grosso, Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Goiás são integrados e conseqüentemente tem transmissão de preços. Devido à existência de cointegração entre esses estados pode-se afirmar a existência de relação linear de equilíbrio a longo prazo, validando os pressupostos da Lei do Preço Único e confirmando a integração.

A partir dos cenários expostos é possível identificar o crescimento da demanda mundial para suprir a demanda por alimentos além do uso para novas finalidades. Essa demanda mundial tem estimulado o Brasil a desenvolver sua produção e inclusive percebe-se uma mudança gradativa na forma de crescimento dessa produção, aumentando a representatividade das áreas de produção na região Centro-Oeste.

Devido à sua grande versatilidade na transformação em diferentes produtos, a commodity milho tem uma demanda com tendência crescente para o futuro e portanto consumo garantido para a produção crescente brasileira. Esses motivos tornam válida a investigação do comportamento dos preços nos estados produtivos como foi feito neste trabalho.

Em conseqüência à essa relevância a pesquisa apresentou resultados interessantes que devem ser observados com atenção. A confirmação de que os mercados são integrados possibilitou analisar como se dá a transmissão entre os preços e revelou que a interdependência dos mesmos nos diferentes estados tem características específicas e significativas.



O mercado da commodity milho no estado de Santa Catarina apresenta grande influência na formação dos preços dos demais mercados. O Vetor de Correção de Erro (VEC) mostrou que a longo prazo o preço do estado está entrelaçado fortemente com o preço dos demais estados, e esse por consequência tem uma forte relação com os preços do estado do Paraná.

De uma forma geral, a análise demonstrou que os preços dos estados do Paraná, Goiás e Santa Catarina se apresentam muito interligados no longo prazo com resultados altos nos testes de significância. Já o estado do Rio Grande do Sul e do Mato Grosso não apresentam o mesmo entrelaçamento, embora os dois sofram grande influência a longo prazo dos preços ocorridos nos outros estados.

Quanto à relação desses preços às cotações obtidas na bolsa de mercadorias BM&F BOVESPA, percebe-se que todos os estados tem grande comunicação dos preços com os valores vindos do mercado externo, ou seja, não só a demanda nacional faz com que os preços sejam ajustados tendendo ao equilíbrio, mas também as oscilações do mercado externo causam diferenças nos valores dos mercados regionais.

No curto prazo, a relação entre os mercados estaduais se torna um pouco menos relevante, pois tem-se que a volatilidade do mercado depende do direcionamento da produção para mercados específicos não sendo todos os estados que influenciam no preço regional do produto com a demanda num espaço de tempo curto. Mesmo assim, o estado de Santa Catarina, por ter um alto consumo da produção ofertada tem os preços entrelaçados a curto prazo com a maioria dos estados analisados. O teste de causalidade de Granger também apontou que o preço do estado causa Granger nos estados do Rio Grande do Sul e Goiás. Destaca-se a relação desse estado com Goiás que tem o maior coeficiente encontrado na análise de curto prazo.

Foi observado também que no curto prazo o estado do Mato Grosso não apresentou coeficientes significativos em relação às outras variáveis, assim como no teste de causalidade de Granger foi observado que a curto prazo o estado não tem influência significativa (perto das outras correlações encontradas) com os estados analisados, exceto com o estado de Goiás.

A análise possibilitou a observação do impulso-resposta entre as variáveis que de maneira geral se dá positivo. Um impulso no preço de um dos estados causa uma resposta positiva em todos os outros estados devido a integração dos

mercados das duas regiões. Mesmo assim, foi possível observar que em alguns casos a intensidade é maior, como é o caso do estado de Goiás e Santa Catarina.

Nessa dissertação, já se parte do pressuposto de que o Brasil é um tomador de preços no mercado agrícola assim como os estados analisados. Mesmo assim, observa-se que como o milho é uma cultura que apresenta grande consumo nacional, embora as exportações tenham crescido, o papel dos estados que tem maior participação na comercialização da commodity apresentam influência na formação dos preços.

A realização deste estudo bem como os resultados contribui com a sociedade, pois conhecer as características dos preços regionais viabiliza uma melhor tomada de decisão assim como a implantação de políticas governamentais que beneficiem e estimulem o crescimento da produção nacional.

Para a conclusão dessa pesquisa, restam sugestões para o desenvolvimento de futuros estudos que venham no sentido de aprofundar as relações realizadas e avançar no conhecimento sobre o tema.

A primeira e principal sugestão é referente à investigação das relações entre esses estados de forma aprofundada para que seja possível a compreensão dos motivos que fazem com que a integração entre esses mercados seja mais forte entre uns estados que entre outros. Isso permitiria uma maior compreensão sobre o tema e tem grande relevância para a cadeia produtiva do milho.

A segunda sugestão seria, partindo dos pressupostos expostos nesse trabalho, buscar encontrar qual é a relação existente entre os preços nos diferentes estados e os custos logísticos presentes nessas transações. Com as condições logísticas do país, o transporte de um mercado a outro e a viabilidade das exportações reflete diretamente no preço da commodity.

Este trabalho descreveu a integração de mercados inter-regional brasileira no mercado do milho de junho de 1995 a julho de 2013. Como esse mercado, os outros mercados de produtos agrícolas também apresentam várias características específicas regionais. Dessa forma, também é uma sugestão utilizar-se da mesma abordagem para explorar as características inter-regionais dos preços de outros produtos também.

Uma possível limitação que pode ser citada deste trabalho é o fato dos dados utilizados terem sido de frequência mensal. Se os dados tivessem um a frequência semanal ou diária os resultados poderiam ter sido mais acurados. Outra

limitação é o fato de, para o período escolhido para a análise não terem sido encontrados dados disponíveis do estado de Mato Grosso do Sul que é parte da região Centro-Oeste e teria proporcionado um retrato mais preciso da região analisada.

## REFERÊNCIAS

AGUIAR, D. R. D. **Formação de preços na indústria brasileira de soja – 1982/1989**. 1990. 140 f. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 1990.

AGUIAR, D. R. D. A questão da transmissão de preços agrícolas. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 31, n. 4, p. 291-308, out./dez. 1993.

ALVES, L. R. et al. 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.

Obs: quando existirem mais de 3 autores, indica-se apenas o primeiro, acrescentando a expressão et al.

ARDENI, P. G. Does the law of One Price really hold for commodity prices?. **American Journal of Agricultural Economics**, Worcester, v. 71, n. 3, p. 661-669, 1989.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DO MILHO. Estatísticas. **ABIMILHO**, São Paulo. Disponível em: <<http://www.abimilho.com.br/estatistica4.htm>>. Acesso em: 16 dez. 2013

BACHA, C. J. C. **Economia e política agrícola no Brasil**. Piracicaba: ESALQ/LES, 2003.

BACCHI, M. R. P. **Previsão de preços de bovino, suíno e frango com modelos de séries temporais**. 1994. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 1994.

BALCOMBE, B. K.; BAILEY, A.; BROOCKS, J. Threshold effects in price transmission: the case of Brazilian wheat, maize and soy price. **American**

**Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 89, n. 2, p. 308-323, May 2007.

BALCOMBE, B. K.; MORRISON, J. **Commodity price transmission: a critical review of techniques and na application to selected tropical export commodities**. Roma: FAO, 2002.

BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA, S. J. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 12, n. 2, p. 79-108, jul./dez. 2002.

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

BARROS, G. S. A. de C. **Economia da Comercialização Agrícola**. Piracicaba/SP: ESALQ, LES, CEPEA, 1987.

BARROS, G. S. A.; MARTINES FILHO, J. G. Transmissão de preços agrícolas entre níveis de mercado. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 15, 1987, Salvador. **Anais**. Salvador: ANPEC, 1987.

BUENO, R. D. L. D. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

BUONGIORNO, J.; UUSIVUORI, J. The Law of One Price in the trade of forest products: Cointegration Tests for U.S. exports of pulp and paper. **Forest Science**, Cidade, v. 38, n. 3, p. 539-553, 1992.

CABRAL, J. E. O. O processo de Comercialização do Pedúnculo e da Amêndoa da Castanha de Caju Brasileira. In: CONGRESS, 44., 2001, Fortaleza. **Anais**. Fortaleza: [s.n.], 2001

CHIODI, L. **Integração espacial no mercado brasileiro de milho**. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada)- Universidade de São Paulo, 2006.

CHONGO, T. R. **O papel do Governo na Comercialização Agrícola e seu Impacto na Redução da Pobreza em Moçambique: O caso do Milho**. 2008. Trabalho de Conclusão de Curso (Licenciatura em Economia) – Universidade Eduardo Mondlane, Maputo, 2008.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. Indicadores da Agropecuária. **CONAB**, Brasília. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=543&t=2>>. Acesso em: 10 jan. 2014.

CONCEIÇÃO, J. C. P. R. **Contribuição dos novos instrumentos de comercialização (Contratos de Opção e PEP) para estabilização de preço e renda agrícolas**. Brasília: IPEA, 2002. (Texto para Discussão, 927).

COSTA, S. M. A. L.; FERREIRA FILHO, J. B. S. Liberalização comercial no Brasil e integração nos mercados de commodities agrícolas: os mercados de algodão, milho e arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 38, n. 2, p. 41-70, 2000.

COSTA, R. P.; MOMESSO JÚNIOR, J. P. Pesquisa operacional e economia: o modelo de equilíbrio geral aplicado. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 26., 2006, Fortaleza. **Anais**. Fortaleza: ABREPO, 2006. 1 CD-ROM.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Washington, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Cambridge, v. 49, n. 4, p. 1057-1073, 1981
- DOSI, G. **Technical change and industrial transformation**. New York: Mcmillian, 1984.
- EHLERS, R. S. **Análise de Séries Temporais**. 4. ed. Universidade Federal do Paraná: [s.n.], 2007.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Cambridge, v. 55, n. 2, 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**. Amsterdam: Elsevier, 2001. p. 971-1024.
- FAMINOW, M. D.; BENSON, B. L. Integration of spatial markets. **American of Agricultural Economics**, Worcester, v. 72, n. 1, p. 49-62, 1990.
- FINDLAY, R.; O'ROURKE, K. **Commodity market integration, 1500-2000**. Cambridge: Massachussets, 2001. (Working Paper, n. 8579).
- GRANGER, C. W. J. Developments in te study of cointegrated economic variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 48, n. 3, p. 213-228, Aug. 1986.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, Chicago, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GREENE, W. H. **Econometrics Analysis**. 6. ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2005.

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

HARRIS, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, 1995.

HOLLAND, M.; GIEMBINSKY, R. **Comportamento do preço no complexo agroindustrial da Soja: uma análise de cointegração e de causalidade**. ANPEC: [s.n], 2002.

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

JUNQUEIRA, P. C.; CANTO, W. L. Cesta de mercado: margens totais de comercialização. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, ano 18, n. 9/10, p. 1-46, set./out. 1971.

KIMURA, H. Gestão de risco em empresas agropecuárias e agroindustriais. **Caderno de Pesquisa em Administração**, São Paulo, v. 1, n. 7, p. 51-61, 2º trimestre, 1998.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: Teoria e Política**. 6. ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005.

LEITE, L. A.; PESSOA, P. F. A. **Comercialização: Aspectos técnicos**. Brasília: [s.n.], 2002.



LIBERA, A. A. D. **Integração entre os mercados de milho e soja: uma análise através da transmissão de preços.** 2009. Dissertação (Mestrado)-Programa de Pós-Graduação em Agronegócios, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2009.

MALHORTA, N. K. **Pesquisa de marketing: uma orientação aplicada.** 3. ed. São Paulo: Bookman, 2004.

MARGARIDO, M. A. et. al. Transmissão de preços no mercado internacional do grão de soja: uma aplicação da metodologia de séries temporais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 40., 2003, Juiz de Fora. **Anais...** Minas Gerais: SOBER, 2003. 1 CD-ROM.

MARGARIDO, M. A. et al. Análise dos efeitos preço e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR. **Pesquisa & debate**, São Paulo, v. 15, n. 1, p. 69-106, 2004.

MARGARIDO, M. A.; KATO H. T.; UENO, L. H. Aplicação da metodologia box-jenkins na análise de transmissão de preços no mercado de tomate no estado de São Paulo. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 24, n. 3, p. 405-432, set./dez. 1994.

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

MARQUES, P. V.; MELLO, P. C. **Mercados Futuros de commodities agropecuárias: exemplo e aplicações aos mercados brasileiros.** São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1999.

MARQUES, P. V.; SOUSA, E. L. L. Decisão entre vender e armazenar: Um exemplo do milho na região de Uberaba, Minas Gerais, Safra 1992/1993. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 25, n. 1, jan. 1995.

- MAYORGA, R. O. **Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil**. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia)- Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2006.
- MENDES, J. T. G. **Comercialização Agrícola**. Universidade Tecnológica Federal do Paraná: [s.n.], 2007. 100 p.
- MENDES, J. T. G.; PADILHA JR., J. B. **Agronegócio: uma abordagem econômica**. Pearson Prentice Hall, 2007. 369 p.
- MILJKOVIC, D. The law of one price in international trade: a critical review. **Review of Agricultural Economics**, Washington, v. 21, n. 1, p. 126-139, Spring/Summer, 1999.
- MUNDLAK; Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Economic Review**, Washington, v. 6, n. 3, p. 399-422, 1992.
- PINDYCK, R. S. **Microeconomia**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2002.
- PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria: modelos e previsões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.
- RAPSOMANIKIS, G.; HALLAM, D.; CONFORTI, P. Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries: review and applications. In: FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **Commodity market review, 2003-2004**. Roma: FAO, 2003. p. 51-76.
- RICHARDSON, J. R. et. al. **Pesquisa Social: Métodos e Técnicas**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 1999.
- SAMUELSON, P. A. Spatial price equilibrium and linear programming. **The American Economic Review**, Nashville, v. 42, n. 3, p. 282-303, June 1952.

SANTIAGO, Maura M. D. et. al. **Estatísticas agrícolas de preços no Estado de São Paulo**. São Paulo: IEA, 1990. 2. v.

SOUZA, E. L. L.; AZEVEDO, P. F.; SAES, M. S. M. Competitividade do sistema agroindustrial do milho. In: FARINA, E. M. M. Q.; ZYLBERSZTAJN, D. **Competitividade do agribusiness brasileiro**. São Paulo: USP/PENSA, 1998. p. 273-471.

STEELE, H.; VERA FILHO, F. M.; WELSH, R. S. Produção agrícola e respectivos problemas de mercado. Comercialização Agrícola. São Paulo: Ed. Atlas, 1971. cap. 2. (Programa de Publicações Didáticas – Agência Norte-Americana para o Desenvolvimento Internacional –USAID)

TOMEK, W.; ROBINSON, K. **Agricultural product prices**. Ithaca: Cornell University Press: [s.n.], 1990.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Foreign Agricultural Service. Título. **USDA** Disponível em: <<http://apps.fas.usda.gov/psdonline/>>. Acesso em: 10 de jan. 2014.

## APÊNDICES

## APÊNDICE A - TESTE DE SAZONALIDADE PREÇO DEFLACIONADO GO

Dependent Variable: PRECO\_DEFLACIONADO\_GO

Method: Least Squares

Date: 11/22/13 Time: 21:07

Sample (adjusted): 1995M06 2013M07

Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M_ABRIL	-0.053898	0.061534	-0.875908	0.3821
M_AGOSTO	-0.077859	0.061534	-1.265302	0.2072
M_FEVEREIRO	-0.019142	0.061534	-0.311074	0.7561
M_JANEIRO	0.006333	0.061534	0.102919	0.9181
M_JULHO	-0.099304	0.060719	-1.635469	0.1035
M_JUNHO	-0.095567	0.060719	-1.573934	0.1170
M_MAIO	-0.078880	0.061534	-1.281893	0.2013
M_MARCO	-0.040837	0.061534	-0.663645	0.5077
M_NOVEMBRO	0.008997	0.061534	0.146217	0.8839
M_OUTUBRO	-0.003456	0.061534	-0.056172	0.9553
M_SETEMBRO	-0.030225	0.061534	-0.491186	0.6238
C	3.227763	0.043511	74.18275	0.0000
R-squared	0.044388	Mean dependent var		3.186920
Adjusted R-squared	-0.006640	S.D. dependent var		0.183992
S.E. of regression	0.184601	Akaike info criterion		-0.487763
Sum squared resid	7.020002	Schwarz criterion		-0.301460
Log likelihood	65.16613	Hannan-Quinn criter.		-0.412512
F-statistic	0.869871	Durbin-Watson stat		0.162374
Prob(F-statistic)	0.570757			

## APÊNDICE B - TESTE DE SAZONALIDADE PREÇO DEFLACIONADO MT

Dependent Variable: PRECO\_DEFLACIONADO\_MT

Method: Least Squares

Date: 11/22/13 Time: 21:10

Sample (adjusted): 1995M06 2013M07

Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M_SETEMBRO	-0.055327	0.086772	-0.637616	0.5244
M_OUTUBRO	-0.020867	0.086772	-0.240481	0.8102
M_NOVEMBRO	0.020251	0.086772	0.233380	0.8157
M_MAIO	-0.033445	0.086772	-0.385436	0.7003
M_MARCO	-0.006813	0.086772	-0.078518	0.9375
M_JUNHO	-0.087030	0.085623	-1.016433	0.3106
M_JULHO	-0.121075	0.085623	-1.414049	0.1589
M_JANEIRO	-0.006412	0.086772	-0.073889	0.9412
M_FEVEREIRO	-0.018746	0.086772	-0.216035	0.8292
M_AGOSTO	-0.094740	0.086772	-1.091817	0.2762
M_ABRIL	0.014058	0.086772	0.162015	0.8715
C	2.948665	0.061357	48.05725	0.0000
R-squared	0.029316	Mean dependent var		2.913845
Adjusted R-squared	-0.022517	S.D. dependent var		0.257435
S.E. of regression	0.260317	Akaike info criterion		0.199641
Sum squared resid	13.95960	Schwarz criterion		0.385943
Log likelihood	-9.760856	Hannan-Quinn criter.		0.274891
F-statistic	0.565591	Durbin-Watson stat		0.142873
Prob(F-statistic)	0.855304			

## APÊNDICE C - TESTE DE SAZONALIDADE PREÇO DEFLACIONADO PR

Dependent Variable: PRECO\_DEFLACIONADO\_PR

Method: Least Squares

Date: 11/22/13 Time: 21:10

Sample (adjusted): 1995M06 2013M07

Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M_SETEMBRO	-0.001898	0.062950	-0.030152	0.9760
M_NOVEMBRO	0.028924	0.062950	0.459473	0.6464
M_OUTUBRO	-0.000238	0.062950	-0.003787	0.9970
M_MARCO	-0.043256	0.062950	-0.687142	0.4928
M_MAIO	-0.034021	0.062950	-0.540450	0.5895
M_JUNHO	-0.039574	0.062116	-0.637090	0.5248
M_JULHO	-0.034615	0.062116	-0.557263	0.5780
M_JANEIRO	-0.005784	0.062950	-0.091882	0.9269
M_FEVEREIRO	-0.016696	0.062950	-0.265225	0.7911
M_AGOSTO	-0.025494	0.062950	-0.404982	0.6859
M_ABRIL	-0.045061	0.062950	-0.715829	0.4749
C	3.243516	0.044512	72.86783	0.0000
R-squared	0.013811	Mean dependent var		3.225199
Adjusted R-squared	-0.038850	S.D. dependent var		0.185285
S.E. of regression	0.188850	Akaike info criterion		-0.442257
Sum squared resid	7.346833	Schwarz criterion		-0.255954
Log likelihood	60.20601	Hannan-Quinn criter.		-0.367007
F-statistic	0.262263	Durbin-Watson stat		0.151523
Prob(F-statistic)	0.991655			

## APÊNDICE D - TESTE DE SAZONALIDADE PREÇO DEFLACIONADO RS

Dependent Variable: PRECO\_DEFLACIONADO\_RS

Method: Least Squares

Date: 11/22/13 Time: 21:12

Sample (adjusted): 1995M06 2013M07

Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M_OUTUBRO	-0.022521	0.058202	-0.386946	0.6992
M_SETEMBRO	-0.024719	0.058202	-0.424704	0.6715
M_NOVEMBRO	-0.003712	0.058202	-0.063774	0.9492
M_MARCO	-0.068460	0.058202	-1.176250	0.2409
M_MAIO	-0.069083	0.058202	-1.186953	0.2366
M_JUNHO	-0.071968	0.057431	-1.253119	0.2116
M_JULHO	-0.073255	0.057431	-1.275535	0.2036
M_FEVEREIRO	-0.052088	0.058202	-0.894951	0.3719
M_JANEIRO	-0.024676	0.058202	-0.423966	0.6720
M_AGOSTO	-0.056203	0.058202	-0.965663	0.3353
M_ABRIL	-0.079560	0.058202	-1.366968	0.1731
C	3.354951	0.041155	81.52000	0.0000
R-squared	0.025590	Mean dependent var		3.309182
Adjusted R-squared	-0.026441	S.D. dependent var		0.172342
S.E. of regression	0.174606	Akaike info criterion		-0.599101
Sum squared resid	6.280346	Schwarz criterion		-0.412799
Log likelihood	77.30202	Hannan-Quinn criter.		-0.523851
F-statistic	0.491823	Durbin-Watson stat		0.104783
Prob(F-statistic)	0.907089			



## APÊNDICE E - TESTE DE SAZONALIDADE PREÇO DEFLACIONADO SC

Dependent Variable: PRECO\_DEFLACIONADO\_SC

Method: Least Squares

Date: 11/22/13 Time: 21:12

Sample (adjusted): 1995M06 2013M07

Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M_OUTUBRO	-0.011748	0.056738	-0.207055	0.8362
M_SETEMBRO	-0.010203	0.056738	-0.179826	0.8575
M_NOVEMBRO	0.021007	0.056738	0.370244	0.7116
M_MARCO	-0.065717	0.056738	-1.158266	0.2481
M_MAIO	-0.065745	0.056738	-1.158756	0.2479
M_JUNHO	-0.063898	0.055986	-1.141320	0.2551
M_JULHO	-0.074783	0.055986	-1.335748	0.1831
M_JANEIRO	-0.013592	0.056738	-0.239567	0.8109
M_FEVEREIRO	-0.045717	0.056738	-0.805759	0.4213
M_AGOSTO	-0.047554	0.056738	-0.838133	0.4029
M_ABRIL	-0.072376	0.056738	-1.275634	0.2035
C	3.343062	0.040120	83.32752	0.0000
R-squared	0.034898	Mean dependent var		3.305243
Adjusted R-squared	-0.016636	S.D. dependent var		0.168814
S.E. of regression	0.170213	Akaike info criterion		-0.650062
Sum squared resid	5.968315	Schwarz criterion		-0.463759
Log likelihood	82.85671	Hannan-Quinn criter.		-0.574811
F-statistic	0.677180	Durbin-Watson stat		0.128588
Prob(F-statistic)	0.759329			

## APÊNDICE F - TESTE DE SAZONALIDADE PREÇO DEFLACIONADO SP (BM&F BOVESPA)

Dependent Variable: PRECO\_DEFLACIONADO\_SP

Method: Least Squares

Date: 11/22/13 Time: 21:14

Sample (adjusted): 1995M06 2013M07

Included observations: 218 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M_SETEMBRO	-0.071843	0.060527	-1.186965	0.2366
M_OUTUBRO	-0.047216	0.060527	-0.780088	0.4362
M_NOVEMBRO	-0.006755	0.060527	-0.111595	0.9113
M_MAIO	-0.143061	0.060527	-2.363603	0.0190
M_MARCO	-0.116406	0.060527	-1.923210	0.0558
M_JUNHO	-0.147620	0.059725	-2.471667	0.0143
M_JULHO	-0.149200	0.059725	-2.498115	0.0133
M_JANEIRO	-0.006020	0.060527	-0.099461	0.9209
M_FEVEREIRO	-0.062078	0.060527	-1.025626	0.3063
M_AGOSTO	-0.113792	0.060527	-1.880028	0.0615
M_ABRIL	-0.141038	0.060527	-2.330183	0.0208
C	3.424245	0.042799	80.00783	0.0000
R-squared	0.092633	Mean dependent var		3.339900
Adjusted R-squared	0.044182	S.D. dependent var		0.185730
S.E. of regression	0.181580	Akaike info criterion		-0.520765
Sum squared resid	6.792106	Schwarz criterion		-0.334463
Log likelihood	68.76341	Hannan-Quinn criter.		-0.445515
F-statistic	1.911871	Durbin-Watson stat		0.110626
Prob(F-statistic)	0.039458			

## APÊNDICE G - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM NÍVEL PREÇO DEFLACIONADO GO

Null Hypothesis: PRECO\_DEFLACIONADO\_GO has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.375058	0.0004
Test critical values:	1% level	-3.460596	
	5% level	-2.874741	
	10% level	-2.573883	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRECO\_DEFLACIONADO\_GO)

Method: Least Squares

Date: 02/03/14 Time: 23:32

Sample (adjusted): 1995M08 2013M07

Included observations: 216 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECO_DEFLACIONADO_GO(-1)	-0.113264	0.025889	-4.375058	0.0000
D(PRECO_DEFLACIONADO_GO(-1))	0.397957	0.062951	6.321716	0.0000
C	0.360156	0.082687	4.355654	0.0000
R-squared	0.189397	Mean dependent var		-0.001090
Adjusted R-squared	0.181786	S.D. dependent var		0.075394
S.E. of regression	0.068198	Akaike info criterion		-2.519014
Sum squared resid	0.990654	Schwarz criterion		-2.472135
Log likelihood	275.0535	Hannan-Quinn criter.		-2.500075
F-statistic	24.88371	Durbin-Watson stat		1.904873
Prob(F-statistic)	0.000000			

## APÊNDICE H - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM 1º DIFERENÇA PREÇO DEFLACIONADO GO

Null Hypothesis: D(PRECO\_DEFLACIONADO\_GO) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.27823	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.460596	
5% level	-2.874741	
10% level	-2.573883	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRECO\_DEFLACIONADO\_GO,2)

Method: Least Squares

Date: 02/03/14 Time: 23:33

Sample (adjusted): 1995M08 2013M07

Included observations: 216 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PRECO_DEFLACIONADO_GO(-1))	-0.659212	0.064137	-10.27823	0.0000
C	-0.001034	0.004833	-0.214036	0.8307
R-squared	0.330501	Mean dependent var		-0.000926
Adjusted R-squared	0.327373	S.D. dependent var		0.086607
S.E. of regression	0.071030	Akaike info criterion		-2.442220
Sum squared resid	1.079678	Schwarz criterion		-2.410967
Log likelihood	265.7597	Hannan-Quinn criter.		-2.429594
F-statistic	105.6420	Durbin-Watson stat		1.865882
Prob(F-statistic)	0.000000			

## APÊNDICE I - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM NÍVEL PREÇO DEFLACIONADO MT

Null Hypothesis: PRECO\_DEFLACIONADO\_MT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.102666	0.0278
Test critical values:		
1% level	-3.460739	
5% level	-2.874804	
10% level	-2.573917	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRECO\_DEFLACIONADO\_MT)

Method: Least Squares

Date: 02/03/14 Time: 23:46

Sample (adjusted): 1995M09 2013M07

Included observations: 215 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECO_DEFLACIONADO_MT(-1)	-0.079284	0.025554	-3.102666	0.0022
D(PRECO_DEFLACIONADO_MT(-1))	0.482397	0.065227	7.395669	0.0000
D(PRECO_DEFLACIONADO_MT(-2))	-0.214030	0.068074	-3.144060	0.0019
C	0.229586	0.074814	3.068770	0.0024
R-squared	0.232235	Mean dependent var		-0.002045
Adjusted R-squared	0.221318	S.D. dependent var		0.101468
S.E. of regression	0.089538	Akaike info criterion		-1.969875
Sum squared resid	1.691602	Schwarz criterion		-1.907166
Log likelihood	215.7616	Hannan-Quinn criter.		-1.944538
F-statistic	21.27450	Durbin-Watson stat		1.953872
Prob(F-statistic)	0.000000			

## APÊNDICE J - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM 1º DIFERENÇA PREÇO DEFLACIONADO MT

Null Hypothesis: D(PRECO\_DEFLACIONADO\_MT) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.88559	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.460739	
5% level	-2.874804	
10% level	-2.573917	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRECO\_DEFLACIONADO\_MT,2)

Method: Least Squares

Date: 02/03/14 Time: 23:54

Sample (adjusted): 1995M09 2013M07

Included observations: 215 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PRECO_DEFLACIONADO_MT(-1))	-0.814398	0.074814	-10.88559	0.0000
D(PRECO_DEFLACIONADO_MT(-1),2)	0.277635	0.066222	4.192499	0.0000
C	-0.001761	0.006231	-0.282640	0.7777
R-squared	0.369233	Mean dependent var		-0.000386
Adjusted R-squared	0.363282	S.D. dependent var		0.114471
S.E. of regression	0.091342	Akaike info criterion		-1.934565
Sum squared resid	1.768779	Schwarz criterion		-1.887532
Log likelihood	210.9657	Hannan-Quinn criter.		-1.915561
F-statistic	62.04931	Durbin-Watson stat		1.977592
Prob(F-statistic)	0.000000			

## APÊNDICE K - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM NÍVEL PREÇO DEFLACIONADO PR

Null Hypothesis: PRECO\_DEFLACIONADO\_PR has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.304238	0.0159
Test critical values:		
1% level	-3.460596	
5% level	-2.874741	
10% level	-2.573883	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRECO\_DEFLACIONADO\_PR)

Method: Least Squares

Date: 02/03/14 Time: 23:55

Sample (adjusted): 1995M08 2013M07

Included observations: 216 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECO_DEFLACIONADO_PR(-1)	-0.088710	0.026847	-3.304238	0.0011
D(PRECO_DEFLACIONADO_PR(-1))	0.164530	0.067537	2.436151	0.0157
C	0.284740	0.086767	3.281657	0.0012
R-squared	0.062258	Mean dependent var		-0.001621
Adjusted R-squared	0.053453	S.D. dependent var		0.073421
S.E. of regression	0.071432	Akaike info criterion		-2.426344
Sum squared resid	1.086846	Schwarz criterion		-2.379465
Log likelihood	265.0452	Hannan-Quinn criter.		-2.407405
F-statistic	7.070707	Durbin-Watson stat		1.985641
Prob(F-statistic)	0.001064			

## APÊNDICE L - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM 1º DIFERENÇA PREÇO DEFLACIONADO PR

Null Hypothesis: D(PRECO\_DEFLACIONADO\_PR) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.03570	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.460596	
5% level	-2.874741	
10% level	-2.573883	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRECO\_DEFLACIONADO\_PR,2)

Method: Least Squares

Date: 02/03/14 Time: 23:56

Sample (adjusted): 1995M08 2013M07

Included observations: 216 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PRECO_DEFLACIONADO_PR(-1))	-0.881334	0.067609	-13.03570	0.0000
C	-0.001509	0.004972	-0.303496	0.7618
R-squared	0.442606	Mean dependent var		-0.000675
Adjusted R-squared	0.440001	S.D. dependent var		0.097642
S.E. of regression	0.073069	Akaike info criterion		-2.385616
Sum squared resid	1.142555	Schwarz criterion		-2.354363
Log likelihood	259.6465	Hannan-Quinn criter.		-2.372989
F-statistic	169.9294	Durbin-Watson stat		1.969855
Prob(F-statistic)	0.000000			



## APÊNDICE M - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM NÍVEL PREÇO DEFLACIONADO RS

Null Hypothesis: PRECO\_DEFLACIONADO\_RS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.949067	0.0020
Test critical values:		
1% level	-3.460596	
5% level	-2.874741	
10% level	-2.573883	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRECO\_DEFLACIONADO\_RS)

Method: Least Squares

Date: 02/03/14 Time: 23:57

Sample (adjusted): 1995M08 2013M07

Included observations: 216 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECO_DEFLACIONADO_RS(-1)	-0.080419	0.020364	-3.949067	0.0001
D(PRECO_DEFLACIONADO_RS(-1))	0.455368	0.060930	7.473666	0.0000
C	0.265603	0.067496	3.935079	0.0001
R-squared	0.228824	Mean dependent var		-0.000820
Adjusted R-squared	0.221583	S.D. dependent var		0.057654
S.E. of regression	0.050867	Akaike info criterion		-3.105429
Sum squared resid	0.551118	Schwarz criterion		-3.058550
Log likelihood	338.3863	Hannan-Quinn criter.		-3.086490
F-statistic	31.60078	Durbin-Watson stat		1.910214
Prob(F-statistic)	0.000000			

## APÊNDICE N - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM 1º DIFERENÇA PREÇO DEFLACIONADO RS

Null Hypothesis: D(PRECO\_DEFLACIONADO\_RS) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.189336	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.460739	
5% level	-2.874804	
10% level	-2.573917	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRECO\_DEFLACIONADO\_RS,2)

Method: Least Squares

Date: 02/04/14 Time: 00:07

Sample (adjusted): 1995M09 2013M07

Included observations: 215 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PRECO_DEFLACIONADO_RS(-1))	-0.673075	0.073245	-9.189336	0.0000
D(PRECO_DEFLACIONADO_RS(-1),2)	0.153822	0.067650	2.273788	0.0240
C	-0.000470	0.003557	-0.132011	0.8951
R-squared	0.308513	Mean dependent var		3.03E-05
Adjusted R-squared	0.301990	S.D. dependent var		0.062412
S.E. of regression	0.052144	Akaike info criterion		-3.055775
Sum squared resid	0.576419	Schwarz criterion		-3.008742
Log likelihood	331.4958	Hannan-Quinn criter.		-3.036771
F-statistic	47.29289	Durbin-Watson stat		1.981277
Prob(F-statistic)	0.000000			

## APÊNDICE O - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM NÍVEL PREÇO DEFLACIONADO SC

Null Hypothesis: PRECO\_DEFLACIONADO\_SC has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.794070	0.0035
Test critical values:		
1% level	-3.460596	
5% level	-2.874741	
10% level	-2.573883	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRECO\_DEFLACIONADO\_SC)

Method: Least Squares

Date: 02/04/14 Time: 00:08

Sample (adjusted): 1995M08 2013M07

Included observations: 216 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECO_DEFLACIONADO_SC(-1)	-0.091350	0.024077	-3.794070	0.0002
D(PRECO_DEFLACIONADO_SC(-1))	0.346322	0.064494	5.369835	0.0000
C	0.300890	0.079714	3.774648	0.0002
R-squared	0.146981	Mean dependent var		-0.001530
Adjusted R-squared	0.138972	S.D. dependent var		0.063008
S.E. of regression	0.058466	Akaike info criterion		-2.826944
Sum squared resid	0.728097	Schwarz criterion		-2.780065
Log likelihood	308.3099	Hannan-Quinn criter.		-2.808005
F-statistic	18.35070	Durbin-Watson stat		1.959613
Prob(F-statistic)	0.000000			

## APÊNDICE P - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM 1º DIFERENÇA PREÇO DEFLACIONADO SC

Null Hypothesis: D(PRECO\_DEFLACIONADO\_SC) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.75184	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.460596	
5% level	-2.874741	
10% level	-2.573883	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRECO\_DEFLACIONADO\_SC,2)

Method: Least Squares

Date: 02/04/14 Time: 00:10

Sample (adjusted): 1995M08 2013M07

Included observations: 216 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PRECO_DEFLACIONADO_SC(-1))	-0.701195	0.065216	-10.75184	0.0000
C	-0.001171	0.004101	-0.285555	0.7755
R-squared	0.350732	Mean dependent var		-0.000328
Adjusted R-squared	0.347698	S.D. dependent var		0.074622
S.E. of regression	0.060268	Akaike info criterion		-2.770807
Sum squared resid	0.777304	Schwarz criterion		-2.739554
Log likelihood	301.2472	Hannan-Quinn criter.		-2.758181
F-statistic	115.6020	Durbin-Watson stat		1.923776
Prob(F-statistic)	0.000000			

## APÊNDICE Q - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM NÍVEL PREÇO DEFLACIONADO SP

Null Hypothesis: PRECO\_DEF\_SP\_SA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.402183	0.0119
Test critical values:		
1% level	-3.460596	
5% level	-2.874741	
10% level	-2.573883	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRECO\_DEF\_SP\_SA)

Method: Least Squares

Date: 03/10/14 Time: 14:36

Sample (adjusted): 1995M08 2013M07

Included observations: 216 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PRECO_DEF_SP_SA(-1)	-0.068399	0.020104	-3.402183	0.0008
D(PRECO_DEF_SP_SA(-1))	0.397710	0.063171	6.295797	0.0000
C	0.227976	0.067273	3.388838	0.0008
R-squared	0.175572	Mean dependent var		-0.000804
Adjusted R-squared	0.167831	S.D. dependent var		0.056052
S.E. of regression	0.051132	Akaike info criterion		-3.095016
Sum squared resid	0.556887	Schwarz criterion		-3.048137
Log likelihood	337.2617	Hannan-Quinn criter.		-3.076077
F-statistic	22.68050	Durbin-Watson stat		1.992681
Prob(F-statistic)	0.000000			

## APÊNDICE R - TESTE DE RAÍZ UNITÀRIA ADF EM 1º DIFERENÇA PREÇO DEFLACIONADO SP

Null Hypothesis: D(PRECO\_DEF\_SP\_SA) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.995258	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.460596	
5% level	-2.874741	
10% level	-2.573883	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PRECO\_DEF\_SP\_SA,2)

Method: Least Squares

Date: 03/10/14 Time: 14:36

Sample (adjusted): 1995M08 2013M07

Included observations: 216 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PRECO_DEF_SP_SA(-1))	-0.637886	0.063819	-9.995258	0.0000
C	-0.000591	0.003564	-0.165945	0.8684
R-squared	0.318265	Mean dependent var		-0.000218
Adjusted R-squared	0.315080	S.D. dependent var		0.063292
S.E. of regression	0.052380	Akaike info criterion		-3.051358
Sum squared resid	0.587150	Schwarz criterion		-3.020106
Log likelihood	331.5467	Hannan-Quinn criter.		-3.038732
F-statistic	99.90519	Durbin-Watson stat		1.955782
Prob(F-statistic)	0.000000			

## APÊNDICE S – TESTE PARA ESCOLHA DO NÚMERO DE DEFASAGENS MODELO VAR

### LAG STRUCTURE CRITERIA

#### VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: PRECO\_DEFLACIONADO\_GO PRECO\_DEFLACIONADO\_MT  
PRECO\_DEFLACIONADO\_PR PRECO\_DEFLACIONADO\_RS PRECO\_DEFLACIONADO\_SC  
PRECO\_DEF\_SP\_SA

Exogenous variables: C

Date: 02/09/14 Time: 23:38

Sample: 1995M01 2013M09

Included observations: 210

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1486.215	NA	3.04e-14	-14.09728	-14.00165	-14.05862
1	2217.135	1413.112	4.06e-17	-20.71557	-20.04615*	-20.44495
2	2292.303	141.0291*	2.80e-17*	-21.08860*	-19.84538	-20.58601*
3	2312.809	37.30255	3.25e-17	-20.94104	-19.12404	-20.20649
4	2337.597	43.67391	3.63e-17	-20.83426	-18.44347	-19.86775
5	2361.814	41.28493	4.09e-17	-20.72204	-17.75746	-19.52357
6	2386.125	40.05521	4.61e-17	-20.61072	-17.07235	-19.18029
7	2403.016	26.86484	5.60e-17	-20.42873	-16.31657	-18.76633
8	2435.978	50.54024	5.87e-17	-20.39979	-15.71384	-18.50543

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

**APÊNDICE T – VALORES PARA O GRÁFICO DE IMPULSO RESPOSTA PREÇO  
DEFLACIONADO GO**

Period	PRECO DEFLACIONADO GO	PRECO DEFLACIONADO MT	PRECO DEFLACIONADO PR	PRECO DEFLACIONADO RS	PRECO DEFLACIONADO SC
1	0,068116	0,065215	0,051626	0,027246	0,043248
2	0,097312	0,103227	0,065886	0,04872	0,061577
3	0,099658	0,112229	0,07161	0,058134	0,066712
4	0,096333	0,10899	0,073314	0,058335	0,064762
5	0,092678	0,104851	0,071084	0,053987	0,060088
6	0,09039	0,103172	0,06906	0,049957	0,056762
7	0,089718	0,102664	0,06836	0,048068	0,055494
8	0,089732	0,10231	0,06825	0,047618	0,055297
9	0,089863	0,102243	0,068313	0,047667	0,055387
10	0,089998	0,102455	0,068415	0,047776	0,055481
11	0,090077	0,102634	0,068477	0,047826	0,055521
12	0,090078	0,102649	0,068488	0,047826	0,055515



**APÊNDICE U – VALORES PARA O GRÁFICO DE IMPULSO RESPOSTA PREÇO  
DEFLACIONADO MT**

Period	PRECO DEFLACIONADO MT	PRECO DEFLACIONADO PR	PRECO DEFLACIONADO RS	PRECO DEFLACIONADO SC	PRECO DEFLACIONADO GO
1	0,089993	0,042669	0,021358	0,036665	0,049362
2	0,13052	0,058887	0,041308	0,053611	0,078139
3	0,123272	0,061588	0,049302	0,057474	0,077192
4	0,113414	0,061011	0,048513	0,054348	0,070826
5	0,113346	0,059275	0,044382	0,050048	0,068277
6	0,114881	0,057914	0,040915	0,047673	0,067667
7	0,113877	0,057385	0,039641	0,046981	0,067209
8	0,112577	0,057335	0,039615	0,046955	0,066942
9	0,112605	0,057419	0,039731	0,047028	0,067046
10	0,113174	0,057503	0,039755	0,047083	0,067262
11	0,113371	0,05755	0,039774	0,04712	0,067344
12	0,113247	0,057555	0,039793	0,047123	0,067307

**APÊNDICE V – VALORES PARA O GRÁFICO DE IMPULSO RESPOSTA PREÇO  
DEFLACIONADO PR**

Period	PRECO DEFLACIONADO PR	PRECO DEFLACIONADO RS	PRECO DEFLACIONADO SC	PRECO DEFLACIONADO MT	PRECO DEFLACIONADO GO
1	0,070495	0,03751	0,051524	0,05447	0,049883
2	0,078862	0,061398	0,067846	0,085214	0,075682
3	0,080658	0,068777	0,07247	0,092104	0,076847
4	0,082613	0,070197	0,072485	0,089315	0,074193
5	0,081151	0,068314	0,069973	0,085624	0,071876
6	0,0796	0,065937	0,068014	0,084366	0,070358
7	0,079201	0,06491	0,067401	0,084395	0,070034
8	0,079223	0,064837	0,067472	0,084329	0,070184
9	0,079287	0,065004	0,06764	0,084224	0,070304
10	0,07936	0,065142	0,067743	0,084325	0,070386
11	0,079408	0,065201	0,067787	0,084473	0,070446
12	0,079416	0,06521	0,067793	0,084506	0,070457

**APÊNDICE Y – VALORES PARA O GRÁFICO DE IMPULSO RESPOSTA PREÇO  
DEFLACIONADO RS**

Period	PRECO DEFLACIONADO RS	PRECO DEFLACIONADO SC	PRECO DEFLACIONADO PR	PRECO DEFLACIONADO GO	PRECO DEFLACIONADO MT
1	0,049031	0,046522	0,05393	0,037851	0,039201
2	0,071167	0,063861	0,067288	0,061544	0,068341
3	0,075343	0,06529	0,068995	0,063423	0,078174
4	0,074407	0,063219	0,069453	0,059931	0,075932
5	0,071445	0,060128	0,067755	0,056827	0,070913
6	0,068804	0,057886	0,06613	0,055055	0,068687
7	0,067637	0,057144	0,065678	0,054766	0,068829
8	0,067475	0,057197	0,065733	0,055036	0,069155
9	0,06764	0,057378	0,065832	0,0552	0,069122
10	0,067789	0,057479	0,065909	0,055255	0,069117
11	0,067837	0,057504	0,065949	0,055292	0,069224
12	0,067827	0,057494	0,065954	0,055302	0,069284

**APÊNDICE X – VALORES PARA O GRÁFICO DE IMPULSO RESPOSTA PREÇO  
DEFLACIONADO SC**

Period	PRECO DEFLACIONADO SC	PRECO DEFLACIONADO RS	PRECO DEFLACIONADO GO	PRECO DEFLACIONADO MT	PRECO DEFLACIONADO PR
1	0,058965	0,038685	0,04996	0,055958	0,0616
2	0,076896	0,06533	0,082408	0,092717	0,078958
3	0,079045	0,072308	0,084341	0,102089	0,081658
4	0,075755	0,069735	0,079447	0,099318	0,082168
5	0,070833	0,065101	0,075467	0,094336	0,079978
6	0,067633	0,061266	0,073183	0,091766	0,077926
7	0,066436	0,059413	0,072581	0,091333	0,0772
8	0,066309	0,059031	0,072742	0,091414	0,07717
9	0,066466	0,059148	0,072952	0,091475	0,077291
10	0,066576	0,059285	0,073066	0,091586	0,077394
11	0,066603	0,059335	0,073114	0,091707	0,077447
12	0,066587	0,059324	0,073113	0,091744	0,077454