**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Integração entre os mercados de soja de Paranaguá (PR) e Sorriso
(MT): impacto da nova rota de exportação pelo Porto de Santarém
(PA)**

Victor Yoiti Ikeda

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestre em Ciências. Área de concentração:
Economia Aplicada

**Piracicaba
2015**

Victor Yoiti Ikeda
Engenheiro Agrônomo

**Integração entre os mercados de soja de Paranaguá (PR) e Sorriso (MT):
impacto da nova rota de exportação pelo Porto de Santarém (PA)**

Orientador:
Prof. Dr. **GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS**

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestre
em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2015**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - DIBD/ESALQ/USP

Ikeda, Victor Yoiti

Integração entre os mercados de soja de Paranaguá (PR) e Sorriso (MT): impacto da nova rota de exportação pelo Porto de Santarém (PA) / Victor Yoiti Ikeda. - - Piracicaba, 2015.

95 p. : il.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Quebra estrutural 2. Preços 3. Elasticidade 4. Logística 5. Exportações I. Título

CDD 633.34
I26i

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

AGRADECIMENTOS

A realização desse projeto foi viável graças a várias pessoas que tiveram grande participação nesse trabalho, por esse motivo ficam aqui os agradecimentos.

Agradeço primeiramente a minha família, destacando as figuras de meus pais, Alceu M. Ikeda e Márcia M. S. Ikeda, e meus irmãos, Alex Y. Ikeda e Júlia M. Ikeda, por serem grandes incentivadores de minhas decisões e por todo apoio que nunca me negaram.

Ao Prof. Dr. Geraldo S. C. Barros por sua orientação e principalmente pela sua disposição em auxiliar e estar presente sempre que preciso durante toda a condução desse trabalho.

Ao Dr. Mauro Osaki por ser um grande incentivador desde os tempos de graduação dessa empreitada acadêmica.

Ao Cepea, por toda a estrutura e apoio dado durante o desenvolvimento das atividades. Destaco aqui, os pesquisadores Dr. Lucilio Alves e Dra. Andreia Adami por todas as considerações e auxílios prestados durante a elaboração do trabalho.

A equipe custos agrícolas do Cepea, que me permitiu agregar muito conhecimento desde 2008. Nesse sentido agradeço a todos os pesquisadores e estagiários que passaram por essa equipe e, de uma forma ou outra, me auxiliaram no desenvolvimento pessoal e profissional durante todos esses anos.

A CAPES e ao CNPq pela bolsa concedida que permitiram economicamente meus estudos e ao corpo de docentes e funcionários do departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz pela oportunidade única de aprendizado e conhecimento.

A todos os moradores e ex-moradores da República Pinga Pura que, em meio às dificuldades impostas pela vida, sempre possibilitaram momentos de descontração e principalmente demonstração de amizade verdadeira.

A todos meus amigos, os quais não citarei nominalmente para não cometer a injustiça de esquecer alguém, mas que com certeza quando estiverem lendo esses agradecimentos saberão o quão importantes foram durante essa etapa de minha vida.

EPÍGRAFE

“When we were younger
I had the answers, I've got to say
But all of my answers
Now that I'm older
Turned into questions, in front of me”.

Jacob Hemphill

SUMÁRIO

RESUMO.....	9
ABSTRACT	11
LISTA DE FIGURAS.....	13
LISTA DE TABELAS	17
1 INTRODUÇÃO	19
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	25
2.1 Interiorização da produção de soja para o Centro-Oeste brasileiro	25
2.2 A questão logística: impactos da interiorização da agricultura.....	31
2.3 Exportações de soja em grão do Brasil.....	35
2.3.1 Exportações de soja em grão de Mato Grosso	39
2.3.2 O porto de Santarém (PA)	41
2.4 Mecanismos de formação de preço da soja.....	43
3 MATERIAIS E MÉTODOS	53
3.1 Coleta de dados	53
3.2 Teste de raiz unitária com quebra estrutural	53
3.3 Teste de cointegração: metodologia de Engle-Granger (1987).....	57
3.4 Teste de cointegração: metodologia de Johansen (1988).....	58
3.5 Teste de Chow	61
3.6 Os modelos de Auto Regressão Vetorial (VAR) e de Correção de Erros (VEC)	62
3.6.1 Função impulso-resposta.....	66
3.6.2 Decomposição da variância dos erros de previsão.....	67
4 RESULTADOS.....	71
4.1 Descrição dos dados.....	71
4.2 Aplicação do teste de raiz unitária com quebra estrutural na série de diferenciais relativos de preços da soja em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR)	72
4.3 Análise da cointegração das séries de preços de Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) – primeiro período: janeiro de 2004 a março de 2007.....	74
4.4 Análise da cointegração das séries de preços de Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) – segundo período: março de 2007 a dezembro de 2013.....	78
4.5 Teste de Chow para avaliação dos coeficientes da relação de longo prazo nos dois períodos analisados.....	81
4.6 Aplicação do modelo de correção de erros (VEC) no primeiro período – janeiro 2004 a março de 2007	82
4.7 Aplicação do modelo de correção de erros (VEC) no segundo período – março 2007 a dezembro de 2013	84
5 CONCLUSÕES/CONSIDERAÇÕES FINAIS	87
REFERÊNCIAS	91

RESUMO

Integração entre os mercados de soja de Paranaguá (PR) e Sorriso (MT): impacto da nova rota de exportação pelo Porto de Santarém (PA)

O objetivo do trabalho foi analisar os efeitos da exportação de soja pelo Porto de Santarém (PA) no processo de formação de preços no mercado interno avaliando a integração tradicional entre os mercados no porto de Paranaguá (PR) e no município de Sorriso (MT). O período analisado foi de 2004 a 2013, com valores diários, dividido em dois subperíodos tomando como base para a divisão o potencial ponto de quebra estrutural no nível das diferenças relativas (percentuais) de preços entre Sorriso (MT) e Paranaguá (PR). O primeiro subperíodo considerou os preços de janeiro/04 a março/07, caracterizado pela ausência ou pela adaptação do mercado às novas oportunidades surgidas com a entrada em operação efetiva do porto de Santarém (PA). Já o segundo foi de março/07 a dezembro/13, considerando volumes mais expressivos e consolidados de exportações pelo porto paraense. Os testes de cointegração mostraram que as séries de preços se mantiveram cointegradas nos dois períodos analisados, porém o resultado interessante foi que as estimativas dos coeficientes da regressão da relação de equilíbrio de longo prazo apresentaram elasticidades de transmissão de preços estatisticamente diferentes. Considerando a modelagem VEC, foi observada pela análise de decomposição da variância que houve relativa redução da influência de Paranaguá (PR) nas mudanças de preços em Sorriso (MT) no segundo subperíodo, porém, sua importância permaneceu elevada. Já através da análise de impulsos, constatou-se que as mudanças de preços em Paranaguá (PR) são transmitidas integralmente (elasticidade unitária) a Sorriso (MT) no primeiro período e em torno de 80% no segundo, evidenciando que os preços na região mato-grossense se tornaram menos voláteis. O trabalho concluiu que, dado o processo transitório em termos logísticos observados no Brasil, principalmente no que diz respeito à finalização das obras na BR-163 e expansão da capacidade de escoamento por Santarém (PA), os preços de Sorriso (MT) ainda se mantêm integrados ao porto de Paranaguá (PR). Existem, porém, várias evidências que apontam mudanças na formação de preço de Sorriso (MT) após a intensificação das exportações por Santarém (PA).

Palavras-chave: Quebra estrutural; Preços; Elasticidade; Logística; Exportações

ABSTRACT

Integration between Paranaguá (PR) and Sorriso (MT) soybean markets: impact of new export route through the Port of Santarém (PA)

The objective was to analyze the effects of soybean exports through the Port of Santarém (PA) in the price formation process at the domestic market. It was evaluating the integration prices of two traditional markets: the port of Paranaguá (PR) and Sorriso (MT). The study period was from 2004 to 2013, with daily values, divided into two sub-periods according to the potential structural break point at the level of relative prices differences (percentage) between Sorriso (MT) and Paranaguá (PR). The first sub-period considered prices from January/04 to March/07, characterized by the absence or adaptation to new market opportunities from the effective beginning port of Santarém (PA) operation. The second was from March/07 to December/13, considering most significant and consolidated volumes exports by port of Santarém. The cointegration tests showed that the price series remained cointegrated in both periods analyzed, but an interesting result was the estimates regression coefficients of long-run equilibrium relationship showed transmission price elasticity statistically different. Considering the VEC model, was observed by analysis of variance decomposition that there was a relative reduction of the influence of Paranaguá (PR) in price changes in Sorriso (MT) in the second sub-period, however, this importance remained high. By Pulse analysis, it was found that price changes in Paranaguá (PR) are transmitted in full (unit elasticity) to Sorriso (MT) in the first period and around 80% in the second, showing that prices at Mato Grosso region became less volatile. The work concluded that, given the transitional process in terms of logistics observed in Brazil, especially with regard to the completion of works on the BR-163 and expansion of the flow capacity by Santarém (PA), Sorriso (MT) prices still maintains integrated into the port of Paranaguá (PR). However, there are several evidences those changes in the formation of Sorriso (MT) price after the intensification of exports by Santarém (PA).

Keywords: Structural break; Prices; Elasticity; Logistics; Exports

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Evolução das áreas de soja por região no Brasil (valores em mil hectares)	28
Figura 2 - Evolução da produção de soja por região no Brasil (valores em 1.000 toneladas).....	29
Figura 3 - Evolução da produtividade de soja no Centro-Oeste do Brasil (valores em kg/ha)	30
Figura 4 - Evolução das participações por região na produção brasileira de soja (valores em %)	31
Figura 5 - Evolução das participações nas exportações mundiais de soja em grão por safra dos quatro principais países exportadores (valores em %)..	36
Figura 6 - Evolução das exportações brasileiras de soja em grão, farelo de soja e óleo de soja por safra (valores em mil toneladas)	37
Figura 7 - Principais destinos das exportações da soja em grão do Brasil e quantidade exportada, em mil toneladas.....	38
Figura 8 - Evolução das participações dos principais portos utilizados para exportação da soja em grão do Brasil de 2004 a 2013 (valores em %)	39
Figura 9 - Evolução das participações dos principais portos utilizados para exportação da soja em grão de Mato Grosso de 2004 a 2013 (valores em %)	40
Figura 10 - Evolução das participações de Mato Grosso e dos demais estados nas exportações de soja realizadas pelo Porto de Santarém (PA) de 2004 a 2013 (valores em %)	42
Figura 11 - Cálculo da paridade de exportação da soja com base na cotação da bolsa de Chicago (CME/CBOT) para o preço da soja no porto exportador	44
Figura 12 - Preços locais PL (por tonelada, na região de produção) relativos à comercialização de um produto em dois portos diferentes considerando custos de transferência e preços de mercado iguais nos portos de Paranaguá (PR) e Santarém (PA)	46

Figura 13 - Preços locais PL (por tonelada, na região de produção) relativos à comercialização de um produto em dois portos diferentes considerando alterações no custo de transferência e preço de mercado no porto de Santarém (PA).....	47
Figura 14 - Preços locais PL (por tonelada, na região de produção) relativos à comercialização de um produto em dois portos diferentes considerando alterações relativas iguais no preço de mercado no porto de Santarém (PA) e Paranaguá (PR)	48
Figura 15 - Preços locais PL (por tonelada, na região de produção) relativos à comercialização de um produto em dois portos diferentes considerando alterações absolutas iguais no preço de mercado no porto de Santarém (PA) e Paranaguá (PR)	49
Figura 16 - Evolução dos preços nominais da soja no mercado disponível (US\$/sc 60 kg) em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) de 2004 a 2013	71
Figura 17 - Evolução da diferença relativa de preços (US\$/sc 60 kg) em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) de 2004 a 2013.....	72
Figura 18 - Evolução das estatísticas-t avaliando a presença de raiz unitária na série de diferenças relativas entre os preços nominais em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) em modelo de quebra estrutural no intercepto (nível) – Teste de Zivot e Andrews.....	73
Figura 19 - Regressão do logaritmo do preço da soja em Sorriso em função do logaritmo do preço de soja em Paranaguá no período de janeiro de 2004 a março de 2007.....	75
Figura 20 - Regressão do logaritmo do preço da soja em Sorriso em função do logaritmo do preço de soja em Paranaguá no período de março de 2007 a dezembro de 2013.....	79
Figura 21 - Evolução da diferença relativa de preços entre Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) ao longo do tempo no primeiro período (janeiro/04 a março/07) e segundo período (março/07 a dezembro/13) e as respectivas tendências	82
Figura 22 - Elasticidade de impulso, referente a função impulso-resposta, de um choque na variável P_P – logaritmo do preço diário da soja (US\$/sc 60 kg) em Paranaguá – primeiro período (janeiro de 2004 a março de 2007)	83

Figura 23 - Elasticidade de impulso, referente a função impulso-resposta, de um choque na variável P_P – logaritmo do preço diário da soja (US\$/sc 60 kg) em Paranaguá – segundo período (março de 2007 a dezembro de 2013	85
---	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Teste de Zivot e Andrews (1992) de raiz unitária com quebra estrutural nos diferenciais relativos de preços de soja em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) entre janeiro de 2004 e dezembro de 2013	73
Tabela 2 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) da série de logaritmos dos preços diários (US\$/sc 60 kg) de soja em Paranaguá (PR) e Sorriso (MT) entre janeiro de 2004 e março de 2007 (primeiro período)	74
Tabela 3 - Regressão simples do logaritmo do preço da soja em Sorriso (P_S) em função do logaritmo do preço de soja em Paranaguá (P_P) no período de janeiro de 2004 a março de 2007 – equilíbrio de longo prazo	75
Tabela 4 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) dos resíduos da regressão da série de logaritmos de preços diária (US\$/sc 60 kg) de soja em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) entre janeiro de 2004 e março de 2007.....	76
Tabela 5 - Resultados do teste de cointegração, pela metodologia de Johansen, das séries de logaritmos dos preços diários (US\$/sc 60 kg) de soja em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) entre janeiro de 2004 e dezembro de 2004	76
Tabela 6 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) da série de logaritmos dos preços diários (US\$/sc 60 kg) de soja em Paranaguá (PR) e Sorriso (MT) de março de 2007 a dezembro de 2013.....	78
Tabela 7 - Regressão simples dos logaritmos do preço da soja em Sorriso (P_S) em função do logaritmo do preço de soja em Paranaguá (P_P) no período de março de 2007 a dezembro de 2013 – equilíbrio de longo prazo.....	79
Tabela 8 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) dos resíduos da regressão da série de logaritmos dos preços diária (US\$/sc 60 kg) de soja em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) entre março de 2007 e dezembro de 2013	79
Tabela 9 - Resultados do teste de cointegração, pela metodologia de Johansen, das séries de logaritmos dos preços diários (US\$/sc 60 kg) de soja em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) entre março de 2007 e dezembro de 2013	80
Tabela 10 - Teste de Chow avaliando estabilidade das estimativas dos coeficientes das regressões lineares para os dois períodos	81

Tabela 11 - Estimativa dos coeficientes de curto e de longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC) – primeiro período (janeiro de 2004 a março de 2007)	82
Tabela 12 - Decomposição da variância dos erros de previsão das séries do logaritmo de preços da soja em Paranaguá (P_P) e Sorriso (P_S) – primeiro período (janeiro de 2004 a março de 2007)	84
Tabela 13 - Estimativa dos coeficientes de curto e de longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC) – segundo período (março de 2007 a dezembro de 2013)	85
Tabela 14 - Decomposição da variância dos erros de previsão das séries do logaritmo de preços da soja em Paranaguá (P_P) e Sorriso (P_S) – segundo período (março de 2007 a dezembro de 2013)	86

1 INTRODUÇÃO

Neste trabalho pretende-se analisar os efeitos da exportação de soja pelo Porto de Santarém, no Estado do Pará, sobre o sistema de escoamento desse produto no Brasil, com destaque para o processo de formação de preços no mercado interno. A relevância do tema decorre do fato de ser a soja um dos principais produtos de exportação brasileira, mas cuja produção desenvolve-se em larga medida no Centro-Oeste, principalmente no Estado de Mato Grosso, distante dos portos tradicionais, o que implica em perdas de competitividade internacional em razão dos custos logísticos. A hipótese do trabalho é a de que a região produtora ganhará em competitividade em razão da alternativa de exportação através de Santarém (PA), que fica tanto mais próxima do produtor como mais próximo de um importante consumidor, que é o mercado europeu.

O Brasil é o segundo maior produtor de soja (*Glycine max*) no mundo, segundo o Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA, 2014). Na safra 2012/13, foram semeados 27,715 milhões de hectares com a cultura no país, resultando em produção recorde de 81,281 milhões de toneladas do grão segundo informações da Companhia Nacional de Abastecimento (Conab, 2014).

Na safra 2012/13, o Brasil se apresentou como o líder em exportações de soja em grão (USDA, 2014). Essa foi a quinta vez que o volume exportado da oleaginosa do Brasil superou o dos EUA, historicamente os maiores exportadores mundiais da oleaginosa. Esse cenário também foi verificado nas temporadas 1977/78, 1978/79, 1981/82 e 2005/06. Porém, de acordo com projeções da FAPRI (Food and Agricultural Policy Research Institute, 2011), a partir de 2020, o Brasil deve se consolidar como maior exportador mundial de soja em grão.

Na produção nacional, deve se destacar especialmente o estado de Mato Grosso. Segundo informações da Conab (2014), desde a safra 1999/2000, o estado é o maior produtor do país, com participação oscilando entre 25% a 35% da produção brasileira.

Considerando-se as exportações da soja em grão, o Mato Grosso também se destaca como líder nacional. Segundo informações da Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (Secex/MDIC, 2013), desde a safra 1999/2000, a participação mato-grossense em relação ao volume total exportado pelo Brasil variou entre 25% e 40%.

Caracterizada a importância brasileira em termos produtivos e no mercado internacional de soja, destacando-se a relevância do estado de Mato Grosso, cabe ressaltar que problemas logísticos têm reduzido a competitividade nacional, em específico dessa região, no contexto mundial. Em termos de mercado internacional de *commodities*, essa competitividade pode ser definida, em termos simples, como a capacidade de entregar determinado produto ao consumidor a um custo mais baixo do que os concorrentes. Teoricamente, a competitividade seria buscada através da otimização combinada de custos de produção, transporte e comercialização (DOHLMAN et al., 2001). Na prática, essa otimização é buscada dentro dos limites impostos pelas restrições de infraestrutura, de financiamento, de informação, etc..

O fato é que, ao passo que os sojicultores do Brasil, ressaltando aqueles situados em Mato Grosso, conseguiram se nivelar em muitos quesitos “dentro da porteira” aos americanos (maiores produtores mundiais) em nível tecnológico e produtivo, “fora da porteira” ainda existem muitos gargalos, que diminuem a competitividade da soja brasileira (IKEDA et al., 2011).

A produção nacional de soja, a partir da década de 1970, passou por um intenso crescimento acompanhado de um processo migratório de interiorização, com deslocamento da região Sul para o Cerrado brasileiro, com destaque ao Centro-Oeste. De acordo com dados da Conab (2014), a produção dessa região brasileira representava 5,9% do total produzido no Brasil na safra 1977/78, passando a 46,9% na temporada 2012/13.

A migração e a concentração da produção agrícola, especialmente de soja, no Centro-Oeste pressionaram a infraestrutura logística nacional em aspectos de armazenagem, transporte e escoamento através de portos. Hijjar (2004) aponta a necessidade de melhoria da estrutura logística de exportação, pois o crescimento está ocorrendo para o interior do país, em locais ainda mais distantes dos principais portos de exportação utilizados atualmente.

Os altos custos logísticos no transporte da soja da propriedade rural até o porto, de onde é escoada para o mercado externo, acabam afetando a rentabilidade do sojicultor brasileiro, principalmente em regiões interiorizadas, como no caso de Mato Grosso, pois esse custo logístico se reverte em menor preço de venda da soja. Nesse ponto, espera-se que programas instituídos pelo governo federal, como o PAC 1 e 2 (Programa de Aceleração do Crescimento) e o PNLT (Plano Nacional de

Logística e Transportes) resultem em alterações nos fluxos de escoamento da produção brasileira futuramente.

Ikeda et al. (2011) apontam que, no caso de Sorriso (MT), município situado na região Médio Norte de Mato Grosso, o escoamento da soja ocorre basicamente por uma rodovia pavimentada, a BR-163 (sentido Sul) em sentido ao porto de Paranaguá (PR) ou de Santos (SP). No sentido Norte, esta rodovia segue em direção a Santarém (PA) sem pavimentação em grande parte de seu trecho. O asfaltamento total da rodovia Cuiabá-Santarém integra o Plano de Desenvolvimento Sustentável para a área de influência da BR-163, que engloba 65 municípios do Pará, 35 de Mato Grosso e 5 do Amazonas.

De acordo com Morales et al. (2013), a pavimentação dessa rodovia federal (BR-163) até o porto de Santarém (PA) é aguardada com interesse pelos produtores das regiões do Médio Norte e Norte de Mato Grosso. Com esse acesso totalmente pavimentado, o sojicultor dessa região ganhará maior competitividade, já que esse corredor de exportação pode vir a reduzir o valor do frete em até 30 dólares por tonelada de grão (MORALES et al., 2013). Esta economia vale tanto para a exportação da produção local, como para quem busca insumos importados, com destaque aos fertilizantes de outros países para uso nas atividades agrícolas.

Vale ressaltar que os portos de exportação do Centro Sul do Brasil (Paranaguá, Santos, Vitória e São Francisco do Sul), desde o início da década de 2000 (com exceção de 2007), são responsáveis por mais de 70% das exportações de soja de Mato Grosso (Secex/MDIC, 2013). Segundo Marrano (2009, apud MORALES et al., 2013), em virtude do porto de Santarém (PA) estar localizado mais próximo, cerca de cinco mil milhas náuticas, da Europa do que o Porto de Santos, o custo do escoamento da produção de soja pelo porto paraense até aquele continente pode ser de 20% a 30% inferior. A alternativa de exportação de soja por portos do Norte do Brasil é também apontada por Costa et al. (2001) como importante fator para redução de custos de transporte. Primeiramente pela utilização de diversos modais como alternativa ao transporte exclusivamente rodoviário que ocorre no país. Além disso, essa alternativa reduz a distância até o porto estrangeiro, ou seja, não se faz necessário que a soja produzida em uma região setentrional do Brasil se desloque no sentido Sul para ser exportada para um porto no Hemisfério Norte, seja na Ásia ou na Europa.

Dada essa economia no valor do frete do Mato Grosso através do porto de Santarém (PA) em relação aos portos situados nas regiões Sul e Sudeste do Brasil, esse trabalho visa a avaliar o efeito do escoamento por essa via na integração tradicional entre os mercados no porto de Paranaguá (PR) e no município de Sorriso (MT). Objetiva-se assim, verificar a possível mudança na influência do preço no porto de Paranaguá (medido pelo indicador da Soja ESALQ/BM&FBovespa – Paranaguá) sobre os preços na região mato-grossense tendo em conta a possibilidade de escoamento alternativo da produção pelo porto no Norte do Brasil.

Em termos de análise quantitativa, buscar-se-á verificar se ocorreu alguma alteração no padrão de cointegração entre os preços da soja nesses dois mercados devido à participação do porto paraense nas exportações da soja em grão mato-grossense. O período analisado será de 2004 a 2013. Com relação à série de preços utilizada vale ressaltar que existem dados anteriores a 2004, porém as informações da região de Sorriso (MT) ainda eram pouco consistentes, de forma que em muitos dias não foi obtido preço que atendesse a metodologia de coleta pela instituição responsável. Essa ressalva justifica o período escolhido para esse estudo.

Outro ponto a ser destacado é que o objetivo desse estudo é verificar o comportamento das séries de preços de soja considerando o início das exportações pelo porto de Santarém (PA), destacando essa nova característica do mercado. Vale ressaltar que a região Norte apresentou, em todo período analisado, outro importante corredor de exportação através do porto de Manaus (AM). Segundo informação da Secex/MDIC (2013), entre 2004 e 2013, esse porto foi responsável pelo escoamento de 13% da soja produzida em Mato Grosso.

Apresentam-se a seguir outras quatro seções, além desta introdução. Na seção dois apresenta-se revisão de literatura abordando aspectos que levaram à elaboração desse estudo. Foram tratados a questão da interiorização da agricultura para os estados do Centro-Oeste e os impactos em termos de logística, informações relevantes quanto às exportações de soja em grão no Brasil com enfoque no estado de Mato Grosso, aspectos de formação de preços da soja e informações sobre as regiões analisadas, Sorriso (MT) e o porto de Santarém (PA). Na seção três descreve-se a metodologia do teste de raiz unitária com quebra estrutural de Zivot & Andrews (1992), assim como a forma de coleta e tratamento dos dados. São apresentadas as metodologias de Engle-Granger (1987) e Johansen (1988 e 1991) para verificar a cointegração das séries de preços. Também é apresentado o teste

de Chow (1960) para avaliação da estabilidade dos coeficientes. Emprega-se uma modelagem de correção de erro (VEC) com intuito de analisar a decomposição da variância dos erros de previsão e a função impulso resposta das variáveis analisadas. Os resultados obtidos e as discussões estão na seção quatro, enquanto que as considerações finais encontram-se na quinta seção.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Essa seção visa a apresentar uma revisão de literatura que aborda aspectos que levaram à elaboração desse trabalho. São analisados diversos fatores que justificam a análise em questão sendo levados em conta também tópicos que auxiliam as análises posteriores.

2.1 Interiorização da produção de soja para o Centro-Oeste brasileiro

Nos anos iniciais do pós-II Guerra Mundial, a agricultura dinâmica do Brasil abrangia basicamente os estados de São Paulo, Rio Grande do Sul e partes de Minas Gerais. A agricultura comercial só iniciou seu avanço ao Norte do Paraná, Triângulo Mineiro e Centro-Oeste no fim da década de 1950. Até então, a falta de infraestrutura de transporte e armazenagem dificultava a evolução da ocupação dessas áreas (MUELLER, 1990).

Predominava no Brasil até a década de 1970 a visão de que o avanço da agricultura comercial para o Centro-Oeste era bloqueado pelo fato de que o Cerrado não oferecia potencial de exploração agrícola produtiva. O principal motivo alegado eram os solos ácidos, que inviabilizavam tal investimento. Porém, a partir dos avanços tecnológicos, os sistemas de pesquisa e extensão agrícolas brasileiros começaram a criar possibilidades da larga produção agrícola em tais áreas. Foram adotadas tecnologias apropriadas para a região, como a correção da acidez do solo, a implantação de monoculturas, a mecanização e o uso de defensivos agrícolas. Nesse contexto, inicialmente os estados de Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul surgiram como possibilidade real e privilegiada, dada a sua localização geográfica e suas características físicas, como clima, com chuvas definidas e regulares, e terrenos planos (PIRES, 2000).

O Centro-Oeste se caracterizava como a fronteira agrícola naquele período. Esse conceito é atribuído devido às características regionais em termos de área potencial com condições de expansão de atividades relacionadas à agropecuária (SAWYER, 1983 apud MUELLER, 1990). Segundo Mueller (1990), três elementos devem ser considerados para caracterizar uma fronteira agrícola: o potencial para funcionamento de mercados diversos (produtos, trabalho, terras e bens de

consumo), desenvolvimento de sistema de transporte e a disponibilidade de terras a serem ocupadas.

Segundo Cunha (2002), entre 1970 e 1996, a área dos estabelecimentos agropecuários no Centro-Oeste apresentou aumento de 53,3%. A justificativa estaria atrelada ao dinamismo da região no período com destaque, entre outros fatores, à transferência da capital federal para Brasília, incentivos fiscais e financeiros governamentais e os programas de ocupação de Mato Grosso.

Entre os programas governamentais que implicaram em expansão da agropecuária em área de Cerrado e, conseqüentemente, no Centro-Oeste, nas décadas de 1970 e 1980, podem ser destacados, segundo Cunha (2002) e Mueller (1990):

- Polocentro – Programa de Desenvolvimento dos Cerrados, criado em 1975. O principal instrumento de incentivo era o crédito favorecido (subsidiado), com linhas de crédito amplas e atrativas aos que desejassem investir em exploração agropecuária empresarial nas treze áreas de abrangência do programa – três em Minas Gerais, cinco em Goiás, duas em Mato Grosso e três no Mato Grosso do Sul (MUELLER, 1990);
- Prodecir – Programa de Cooperação Nipo-Brasileira para Desenvolvimento dos Cerrados, implementado em 1979 no oeste de Minas Gerais. Apenas a segunda versão do programa, Prodecir II, de 1987, atingiu a região Centro-Oeste. Segundo Mueller (1990), o objetivo desse programa era promover a agricultura moderna em áreas de Cerrado através da concessão de crédito para empreendimentos agrícolas de um conjunto de projetos de assentamento dirigido;
- Profir – Programa de Financiamento de Equipamentos de Irrigação, de 1982. De acordo com Mueller (1990), o objetivo desse programa era estimular o emprego da irrigação em áreas de Cerrado, oferecendo linhas de crédito para compra e instalação de equipamentos de irrigação, visando ampliar a produção de grãos na região;
- Prodepan – Programa de Desenvolvimento do Pantanal, de 1974 e criado pela Superintendência do Desenvolvimento do Centro-Oeste (SUDECO);

- Prodegran – Programa de Desenvolvimento da Grande Dourados, de 1976 e criado pela Exposição de Motivos do Conselho de Desenvolvimento Econômico N^o 007/76;
- Polonoroeste – Programa Integrado de Desenvolvimento do Noroeste do Brasil, executado durante os anos 1980, com recursos do Governo brasileiro e do Banco Mundial, sob a coordenação da Superintendência de Desenvolvimento do Centro-Oeste (Sudeco).

Especificamente para o estado de Mato Grosso, Mueller (1990) aponta para ocupação a partir da colonização privada. Segundo o autor, depois da década de 1970, houve a implantação do Proterra (Programa de Redistribuição de Terras e Desenvolvimento Agroindustrial), que estabeleceu linhas especiais de crédito para aquisição de terras para constituição de projetos de colonização particulares. As principais ofertas de terra ocorreram inicialmente em áreas próximas aos grandes eixos rodoviários existentes, Cuiabá-Santarém e Cuiabá-Porto Velho, e posteriormente em estradas implantadas ou melhoradas no Norte de Mato Grosso. Em sua maioria, o colono típico adepto desse programa se caracterizava como proprietário de estabelecimento agrícola, com experiência em lavouras comerciais, de pequeno porte situado no Sul do Brasil – onde o preço da terra era mais elevado – que vendia suas terras para adquirir área consideravelmente maior em Mato Grosso.

No que se refere ao desenvolvimento tecnológico, Pires (2000) destaca a criação da Empresa Brasileira de Pesquisas Agropecuárias (Embrapa) em 1973. O motivo para criação dessa empresa era elevar a produtividade agrícola aumentando os excedentes exportáveis e nivelar as regiões no processo de desenvolvimento agrícola no país. No sentido de difusão das inovações tecnológicas agrícolas e expansão das fronteiras agrícolas propostos pelas pesquisas da Embrapa, destaca-se também a importância da Empresa Brasileira de Assistência Técnica e Extensão Rural (Embrater).

O objetivo geral de todas as políticas governamentais supracitadas, com destaque ao Polocentro, era o fortalecimento da agropecuária de forma geral. Mueller (1990), porém, aponta para um crescimento vigoroso da soja entre as produções vegetais. Considerando os estabelecimentos agropecuários no espaço de abrangência do Polocentro, Silva (1985 apud MUELLER, 1990) aponta que nos

primeiros cinco anos de vigência do programa (1975 a 1980), as áreas semeadas com a oleaginosa passaram de 81.719 ha para 519.579 ha, aumento de 535,8%.

Outro fator que justifica o aumento das áreas semeadas com soja é apontado por Bacha (2004, p. 158), que faz referência às políticas de estímulos adotadas a partir de meados da década de 1960. A partir desse período foram cedidos créditos a taxa de juros privilegiada à produção e comercialização de produtos agropecuários, sendo os exportáveis mais bem contemplados. Em termos fiscais, os estímulos se deram a partir de isenções e incentivos. Nesse sentido, constatou-se que as culturas que destinavam parte expressiva da produção ao mercado externo (culturas de exportação) tiveram maior expansão do que as culturas de mercado interno (com exceção do algodão e café). O autor cita que no período de 1965 a 1986, a área colhida com soja cresceu 17,83% ao ano.

A importância do agronegócio da soja no processo de interiorização do país é apontada por Martins e Martins (2002). Segundo os autores, por ser indutora na atração de outros negócios, a implantação da cultura viabilizou a ocupação econômica regional criando possibilidades de diversificação. Além disso, os incrementos da produção e produtividade da oleaginosa em áreas de Cerrado, no período de baixa densidade demográfica, possibilitou a atração de novas agroindústrias, contribuindo com a geração de emprego e renda no interior do país.

Figura 1- Evolução das áreas de soja por região no Brasil (valores em mil hectares)
Fonte: Conab (2014).

O resultado desse processo de interiorização e expansão das áreas de soja pode ser verificado na Figura 1. Os primeiros dados levantados pela Conab ao final da década de 1970 apontavam para uma área semeada de 597 mil hectares com a oleaginosa no Centro-Oeste na temporada 1977/78, que o posicionava, nesse quesito, atrás de Sul e Sudeste, respectivamente. Na safra 2012/13, a área semeada com o grão nessa região atingiu 12,778 milhões de hectares, aumento de 2.040% no período, colocando a região como líder nesse quesito.

Como resultado desse crescimento de área semeada, a produção de soja no Centro-Oeste brasileiro também apresentou significativo aumento, conforme mostra a Figura 2. Considerando o mesmo período citado anteriormente, a quantidade produzida nessa região do Brasil teve incremento de 6.490%. Esse fato sinaliza que, além da expansão de áreas cultivadas, houve incremento de produtividade da cultura, visto que a produção cresceu, em termos percentuais, mais que a área semeada.

Figura 2 - Evolução da produção de soja por região no Brasil (valores em 1.000 toneladas)

Fonte: Conab (2014).

A Figura 3 apresenta a evolução da produtividade da soja no Centro-Oeste do Brasil. De acordo com dados da Conab (2014), na safra 1977/78, a região produzia, em média, 968 kg/ha. Na temporada 2012/13, esse valor alcançou 2.981 kg/ha, incremento de 208%.

O recorde de produtividade no Centro-Oeste foi observado na safra 2010/11, quando alcançou 3.137 kg/ha. Outro ponto interessante é que nas 36 safras apresentadas na Figura 3, o Centro-Oeste registrou a maior produtividade entre as regiões brasileiras em 21 delas.

Figura 3 - Evolução da produtividade de soja no Centro-Oeste do Brasil (valores em kg/ha)

Fonte: Conab (2014).

Silva (2010) aponta que o incremento de produtividade se deve a avanços tecnológicos em três áreas: genética (melhoramento de sementes e plantas); máquinas e implementos agrícolas; e as melhorias relativas às técnicas agrícolas. No caso do Cerrado, com destaque ao Centro-Oeste, destacam-se o desenvolvimento de variedades de soja adequadas à região, aprimoramento da técnica do plantio direto e adoção maciça da mecanização ao longo de todo o processo de produção agrícola.

A importância do Centro-Oeste na produção de soja também pode ser vista em termos percentuais. Pode ser verificado na Figura 4, que a participação da região na produção nacional de soja ganhou representatividade a partir do final da década de 1970. Desde a safra 1998/99, o Centro-Oeste se consolidou como maior produtor nacional da oleaginosa, sendo responsável por 40% a 55% do total produzido pelo país. Nota-se, a partir do exposto pela Figura 2, que esse cenário de principal produtor de soja do Brasil alcançado pelo Centro-Oeste, não se deve a uma

redução da produção do Sul, líder nesse quesito até o final da década de 1990, mas sim, a expansão mais rápida da área agrícola e da produtividade na região Centro-Oeste.

Figura 4 - Evolução das participações por região na produção brasileira de soja (valores em %)

Fonte: Conab (2014).

2.2 A questão logística: impactos da interiorização da agricultura

O crescimento da produção rumo à região Centro-Oeste do Brasil, no interior do país, mostra que houve deslocamento dos capitais destinados ao cultivo da soja para essa região. Deve ser considerado, dessa forma, que o fluxo de produtos nessas áreas também se alterou (TAVARES, 2004). Assim, com essa intensificação, houve a necessidade de melhoria e ampliação da infraestrutura tanto para movimentação desses grãos para exportação, quanto para suprir o fluxo de insumos para essas áreas agrícolas.

Bacha (2004, p. 157) aponta que, no período de 1964 a 1986, houve grande expansão do sistema rodoviário brasileiro a partir da construção de novas estradas e pavimentação daquelas existentes. A malha rodoviária brasileira apresentou crescimento de 155% em extensão, sendo que em 1964 apresentava 548.510 km e alcançou 1.397.711 km em 1986. Além disso, as estradas pavimentadas cresceram 559%, passando de 18.730 km para 123.357 km nesse mesmo período. Tais melhorias no sistema rodoviário brasileiro permitiram acesso a novas regiões, em

especial o Centro-Oeste, a nova fronteira agrícola partir dos anos 1970, conforme já citado.

Martins e Martins (2002) apontam, porém, que em parte da década de 1980 e nos anos de 1990, os investimentos em infraestrutura logística foram insuficientes. Enquanto de 1970 a 1980, os investimentos no setor cresceram a taxa de 8,9% ao ano, no período seguinte, essa taxa ficou em -0,3%. A justificativa para essa inversão de cenário se deve ao orçamento restrito do Estado brasileiro que dificultava a alocação de recursos no setor. Os requisitos de controle para execução de obras foram ampliados. Com isso, os custos de logística foram se tornando obstáculo à expansão da agricultura das regiões mais distantes dos grandes centros consumidores e de portos de exportação.

A questão é que com perspectivas de safras crescentes no Cerrado brasileiro, tornavam-se necessários investimentos em infraestrutura do país para tornar mais eficiente e economicamente viável o escoamento da produção, principalmente do estado de Mato Grosso (CARDOSO & WAQUIL, 2002).

O alto custo com transporte se deve à utilização de modais de transporte inadequados para grandes distâncias e serviços portuários caros e ineficientes, que fazem com que a soja brasileira fique em desvantagem – isto é, menos competitiva, nas exportações, quando comparada à soja produzida nos outros dois principais países produtores: a Argentina e os Estados Unidos (PLA & SALIB, 2003).

Para Cardoso e Waquil (2002), a ocupação de áreas de Cerrado, como as de Mato Grosso foi justificada como forma de reduzir os custos de produção. O menor valor da terra em relação ao Sul do país e a topografia plana permitem amplo uso de mecanização permitindo ganhos de escala. Porém, o lucro da atividade acaba sendo diminuído pelos gargalos logísticos ocasionados pelo elevado valor gasto para escoamento da produção e que se explicitam na forma de preços recebidos pelos produtores, bem menores do que se, alternativamente, se contasse com um sistema logístico mais eficiente. Os investimentos na produção ficam, portanto, relativamente desestimulados. O País deixa de aumentar substancialmente os volumes exportados, que aumentaria sua participação no mercado internacional, ocupando espaço que atualmente é ocupado por países concorrentes.

Ikeda et al. (2011) compararam os valores de venda da soja em uma região produtora e um porto utilizado para escoamento da produção de soja no Brasil e EUA, principais concorrentes no mercado mundial, considerando distancias

semelhantes. Os resultados mostraram que a diferença observada entre o preço no Porto de New Orleans e o condado de Hardin em Iowa é bem inferior ao verificado entre o Porto de Paranaguá e o município de Sorriso (MT). A diferença média do preço do produtor mato-grossense em relação ao porto foi de 30% a 35%, enquanto que nos EUA a relação de preço entre a região Hardin e Porto de New Orleans variou entre 5% a 10% no período de janeiro de 2008 a julho de 2010. A diferença no custo de transporte foi considerada uma das grandes responsáveis pela diferença de preço de venda da soja entre as duas regiões produtoras no Brasil e nos EUA

Segundo Ripoll (2012), o transporte da soja deve ser feito predominantemente através de modais hidroviários e ferroviários, sendo o rodoviário utilizado apenas para fazer as ligações das regiões produtoras com esses modais. O uso do modal hidroviário deve ser incentivado devido ao seu menor custo de transporte por tonelada por km percorrido, que chega a ser 61% inferior que o rodoviário e 37% inferior que o ferroviário.

Cardoso e Waquil (2002) apontam que o estado de Mato Grosso possui limitações para o escoamento da soja destinada a exportação. Até o início da década de 2000, os autores apontam o uso concentrado em duas rotas principais:

- Deslocamento rodoviário: das regiões produtoras, por cerca de 2.000 km, até o porto de Paranaguá (PR), em boa parte em trechos com estradas rudimentares e mal conservadas;
- Sistema bimodal rodoviário/hidroviário: utilizado principalmente pelas regiões produtoras da Chapada dos Parecis. Nesse caso, a soja segue via rodovia até Porto Velho (RO) e, dessa cidade, segue via hidrovía ao Porto de Itacotiara, no Rio Amazonas, por onde é exportada.

Confirmando essa necessidade de projetos para melhoria da infraestrutura e aumento na competitividade da soja exportada pelo Brasil, o USDA (2012) aponta que em 2007 o governo brasileiro instituiu o PAC 1 e 2 e o PNLT. Em 2014, o governo estima que cerca de US\$ 60 bilhões foram alocados para o setor de logística em todo país.

Cardoso e Waquil (2002) sugerem que uma alternativa promissora ao escoamento de soja de Mato Grosso é o uso de modal rodoviário via BR-163 que ligaria o estado ao porto de Santarém (PA). A viabilidade de uso desse trecho ainda está dependendo da pavimentação completa do mesmo, visto que ele só é trafegável nos períodos sem chuva no ano, pois está suscetível a alagamentos.

De acordo com o Ministério do Planejamento (2013), as obras na BR-163 receberam investimentos de R\$ 752,8 milhões pelo PAC 1 (2007-2010) e existe um planejamento de gasto de R\$ 1,5 bilhão de reais pelo PAC 2 (2011-2014). Esse projeto foi dividido em três trechos e tem como meta restauração e pavimentação de 1.000 km da BR-163, incluindo o acesso a Mirituba (PA) – BR-230/PA.

Até o final de 2014, apenas o trecho 3, que engloba a pavimentação de 52 km entre Garantã do Norte (MT) e a divisa entre os estados de Mato Grosso e Pará, estava concluído. Em dezembro de 2013, foi realizado o leilão de concessão da BR-163/MT, no trecho da divisa com Mato Grosso do Sul até Sinop (MT), à iniciativa privada com previsão de investimentos na ordem de R\$ 4,6 bilhões em 30 anos. Deverão ser duplicados 453,6 km pela concessionária e 281,1 km pelo Departamento Nacional de Infraestrutura e Transporte (DNIT), que serão incorporados à concessão.

O Ministério dos Transportes (2013) aponta que, em direção Sul, a duplicação da rodovia aliviará o movimento de cargas em direção aos portos de Santos (SP) e Paranaguá (PR). Também são apontadas vantagens no escoamento da produção no sentido Norte, pois possibilitará melhor tráfego aos portos de Santarém (PA) e Mirituba (PA). Ao limite norte da concessão BR-163/MT estão sendo realizadas as obras do PAC 2. Segundo o ministério, esses portos paraenses estão sendo preparados para se tornarem novos polos de exportação brasileira.

A restauração e pavimentação da BR-163 permitirão duas alternativas para escoamento da produção mato-grossense. As exportações serão realizadas por Santarém (PA), porém os grãos poderão ser transportados até esse porto de duas formas, exclusivamente por via rodoviária ou em sistema bimodal sendo levados até Mirituba (PA) e posteriormente sendo transportada via barcaças. De acordo com Barros (2014), a segunda alternativa formará um dos mais importantes corredores logísticos intermodais do Brasil, formado pela BR-163 e a hidrovía Tapajós-Amazonas.

O porto de Mirituba (PA), localizado no Rio Tapajós, está localizado a 300 km ao sul de Santarém (PA), o que representa uma distância menor a ser percorrida pelas estradas. Segundo Barros (2014), nesse trecho, o corredor navegável do Tapajós apresenta de 2 km a 10 km de distância entre as margens, o que facilita a navegação. O calado não permite a navegação de cargueiros, mas possibilita o

deslocamento de barcas em comboios com capacidade de até 30 mil toneladas de grãos – quantidade equivalente a 800 caminhões (BORGES, 2013).

Barros (2014) aponta que o setor privado ligado ao agronegócio, ciente da economia que pode chegar até a 34% no custo do frete com o uso da hidrovía dos Tapajós já iniciou os investimentos em infraestrutura de terminais, comboios de barcas e empurradores no porto de Mirituba (PA). O potencial é grande, pois a estimativa é que para todo grão semeado acima do paralelo 13 na BR-163, onde está localizado o município de Lucas do Rio Verde (MT), em tese, seria economicamente mais viável o escoamento pelo Norte ao invés da tradicional rota de transporte para os portos do Centro Sul do país.

Com a conclusão das obras da BR-163, segundo o USDA (2012), os custos de transporte devem se reduzir significativamente para os portos do Rio Amazonas e consequentemente na rota de exportação Brasil-Europa. Esse quesito deve mudar a rota de escoamento da soja para a Europa, que, ao invés de ser exportada a partir dos portos do Sul do país, passarão a ser escoados pelo Norte.

No entanto, os autores (USDA, 2012) apontam que é menos provável que a rota Brasil-China seja significativamente afetada. Isso ocorre porque exigiria uma maior redução de custo do transporte interno para compensar o aumento das taxas de transporte marítimo, que aumentaria em 7-8 dias, através do Cabo da Boa Esperança na África do Sul para a China.

Essa informação pode ser relevante na análise elaborada por esse estudo e será apresentada detalhadamente no próximo subitem. O mercado chinês é o principal destino da soja em grão do Brasil, sendo que o Mato Grosso apresenta grande importância por ser a origem de 30% do volume brasileiro exportado à China (SECEX/MDIC, 2013).

2.3 Exportações de soja em grão do Brasil

Segundo o USDA (2014), Brasil, Estados Unidos, Argentina, Paraguai e Canadá foram os maiores países exportadores de soja em grão na safra 2012/13. A Figura 5 apresenta a evolução, em termos percentuais, das participações desses cinco países nas exportações mundiais do grão desde a temporada 1977/78. Pode ser observada a relevância de Brasil e EUA nesse contexto, sendo que os dois

países apresentaram participação superior a 70% do total exportado em praticamente todo período, com exceção da safra 1990/91.

Destaca-se também a evolução brasileira no cenário mundial de exportações de soja. Pode ser verificado que na maior parte da década de 1980, o país apresentava participação inferior 10% do total movimentado no mundo. Já na década de 2000, esses valores passaram a oscilar entre 30% e 40%.

Figura 5 - Evolução das participações nas exportações mundiais de soja em grão por safra dos quatro principais países exportadores (valores em %).

Fonte: USDA (2014).

Diversos fatores têm sido apontados como tendo favorecido o crescimento das exportações brasileiras da soja em grão a partir do final da década de 1990 (Figura 6). Um deles foi o forte aumento de produtividade e de escala de produção que impactou favoravelmente os custos de produção. Outro seria a implantação da “Lei Kandir” de 1996¹, que desonerou as exportações de produtos *in natura* do recolhimento do Imposto sobre Circulação de Mercadorias (ICMS). Nesse caso, essa medida favoreceu as exportações de soja em grãos, pois isentou o produto do imposto que anteriormente à lei tinha alíquota de ICMS de 13%. Outro ainda seria a desvalorização cambial de 1999 a 2002 (CASSUCE et al., 2005). Na verdade, o câmbio flutuante tem diminuído as oscilações de preço externo, por serem duas variáveis, em boa medida, negativamente relacionadas. Um outro fator foi a

¹ Lei Complementar nº 87, de 13 de setembro de 1996.

expansão da demanda internacional, mormente nos países emergentes, em especial a partir dos anos 2000.

Figura 6 - Evolução das exportações brasileiras de soja em grão, farelo de soja e óleo de soja por safra (valores em mil toneladas)

Fonte: USDA (2014).

Em termos de destinos das exportações brasileiras de soja em grão, ressalta-se a importância da China como principal mercado consumidor desse produto. A Figura 7 apresenta os principais destinos da soja em grão brasileira de 2004 a 2013 (período analisado por esse estudo) e a quantidade exportada (em 1.000 toneladas). Desde 2009, os chineses têm adquirido mais de 50% da soja brasileira exportada.

Segundo Prates (2007), essa grande representatividade da China como destino das exportações brasileiras de soja em grão está vinculada principalmente ao aquecimento da demanda chinesa por alimentos. Esse cenário, por sua vez, está relacionado ao expressivo crescimento econômico do país, com elevação de renda e urbanização. Destaca-se também a redução da proteção do setor agrícola por parte do governo chinês como parte do acordo para o ingresso do país na OMC (Organização Mundial do Comércio), fator que também foi responsável por impulsionar as importações chinesas de *commodities*.

Figura 7 - Principais destinos das exportações da soja em grão do Brasil e quantidade exportada, em mil toneladas

Fonte: Secex/MDIC (2013).

Para o escoamento da produção, o Brasil possui 40 portos (marítimos e fluviais) e 42 terminais privados (USDA, 2012). Reis et al. (2008) apontam que apesar da grande extensão da costa marítima brasileira, o número de portos não é tão grande. Além disso, são poucos os portos com capacidade de armazenamento e de escoamento rápido de cargas, o que leva a grande concentração de movimentação de cargas no Brasil. No caso da soja em grão, entre 2004 e 2013, os portos de Santos (SP), Paranaguá (PR) e Rio Grande (RS) foram responsáveis por escoar cerca de 60% das exportações nacionais da oleaginosa (SECEX/MDIC, 2013), conforme apresentado na Figura 8.

Figura 8 - Evolução das participações dos principais portos utilizados para exportação da soja em grão do Brasil de 2004 a 2013 (valores em %)

Fonte: Secex/MDIC (2013).

2.3.1 Exportações de soja em grão de Mato Grosso

No caso de Mato Grosso, os principais portos utilizados para exportação da soja em grão são Santos (SP), Paranaguá (PR), São Francisco do Sul (SC), Vitória (ES) e Manaus (AM) – Figura 9. Observa-se que a partir de 2005, o porto de Santarém (PA) passou a registrar movimentações de exportação da soja mato-grossense, ficando, porém, com participação em torno de 6,9%, em média.

Na análise da evolução das participações de Santarém (PA) nas exportações de soja de Mato Grosso pode ser destacado o ano de 2007, quando 10,1% dos grãos mato-grossenses foram escoados pelo porto paraense. De acordo com dados da Secex/MDIC (2013), se somada a participação de Manaus (AM) naquele ano, foi verificado que esses dois importantes portos da região Norte do Brasil foram responsáveis por 30,7% do total exportado de Mato Grosso, o maior percentual em todo o período.

Em termos absolutos, destaque para o ano de 2008, quando 842,2 mil toneladas de soja mato-grossense foi exportada por Santarém (PA). Naquele ano, se somado o total escoado por Manaus (AM), os dois portos da região Norte brasileira escoaram 2,139 milhões de toneladas do grão mato-grossense, atingindo o maior valor do período analisado.

Figura 9 - Evolução das participações dos principais portos utilizados para exportação da soja em grão de Mato Grosso de 2004 a 2013 (valores em %)

Fonte: Secex/MDIC (2013).

Por meio da aplicação de um modelo de análise e previsão de demanda, Morales et al. (2013) verificaram que o Porto de Santarém (PA) pode ser considerado uma alternativa para a exportação de soja oriunda de Mato Grosso. Os resultados apontaram que a oferta de transporte existente e planejada de Sorriso (MT) até o porto de Santarém (PA) tem condições de atender a demanda de soja prevista para 2023, e que ainda apresenta custo de transporte menor do que a alternativa praticada atualmente (utilização majoritária dos portos do Centro-Sul), podendo oferecer maior competitividade do produto mato-grossense no mercado mundial.

Essa foi uma das motivações desse estudo: verificar se, com a inserção de uso do Porto de Santarém (PA) para escoamento do grão de Mato Grosso, houve alguma alteração na cointegração de preços na região com o indicador CEPEA/ESALQ/BM&FBovespa – Paranaguá (PR), que é o principal indicador utilizado por agentes de mercado para precificação da oleaginosa. A questão da formação de preço regional da soja será apresentada posteriormente.

2.3.2 O porto de Santarém (PA)

Segundo informações da Agência Nacional de Transportes Aquaviários (ANTAQ, 2013), o porto de Santarém (PA) está localizado na margem direita do Rio Tapajós, próximo à confluência com o Rio Amazonas, em local denominado Ponta da Caieira. Foi construído com o intuito de viabilizar o fluxo de matérias-primas e mercadorias com a região do Baixo e Médio Amazonas. Inaugurado em 11 de fevereiro de 1974, o projeto fez parte do Plano de Integração Nacional (PIN) do governo militar. Entre outras obras, o PIN também previa a construção das rodovias BR-230 (Transamazônica) e BR-163 (Santarém – Cuiabá).

O porto paraense apresenta um terminal de granel sólido, sendo que o cais comercial apresenta 380 metros de extensão com profundidade oscilando entre 11 e 18 metros (ANTAQ, 2013). Para grãos existe um terminal privado operado por uma das principais *tradings* do setor com capacidade de exportação de 1,8 milhão de toneladas por ano (USDA, 2012).

Após vencer o processo de licitação para construção do terminal graneleiro em Santarém (PA) em 1999, a *trading* inaugurou essa unidade em abril de 2003. Disputas judiciais em função de questões de licenciamento ambiental, porém, fazem com que a capacidade de embarque seja subutilizada (CONAB, 2007). Em 2004, um desses processos levou à condenação da empresa com a elaboração do Estudo Prévio de Impacto Ambiental (EIA/RIMA) pelo Tribunal Regional Federal (TRF, 2004). Essa pode ser uma das justificativas para a ausência de exportações pelo referido porto nesse ano dado o embargo de suas atividades.

Apesar disso, de acordo com informações do USDA (2012), com a finalização das obras na BR-163, claramente devem ser intensificadas as atividades no Porto de Santarém (PA), dada a menor distância se comparado aos portos do Centro Sul do Brasil. Nesse contexto, a *trading* que opera o terminal graneleiro no porto paraense tem solicitado ao governo brasileiro e aos órgãos regulatórios do estado do Pará, expansão da capacidade do terminal para 3,4 milhões de toneladas ao ano.

Segundo a Consultoria Paulista de Estudos Ambientais (CPEA, 2010), entre os fatores que justificam a expansão do terminal graneleiro destacam-se:

- A possibilidade de operar ao mesmo tempo outros produtos agrícolas além da soja, como o milho;
- Elevar a eficiência da infraestrutura do Terminal de Santarém (PA);
- Alto potencial do mercado de soja em Mato Grosso;

- Necessidade de elevar exportações brasileiras com redução de custos logísticos e;
- Redução de impactos ambientais, dado a redução da distância e uso caminhões até os portos do Centro-Sul do Brasil, com menor consumo de combustíveis, redução de poluição e diminuição de riscos de acidentes rodoviários.

O estado de Mato Grosso apresentou-se, nos anos analisados por esse trabalho, de 2004 a 2013, como principal origem das exportações realizadas pelo Porto de Santarém (PA). Segundo dados da Secex/MDIC (2013), no referido período, 67,5% da soja exportada pelo porto paraense foram provenientes do estado mato-grossense (Figura 10).

Figura 10 - Evolução das participações de Mato Grosso e dos demais estados nas exportações de soja realizadas pelo Porto de Santarém (PA) de 2004 a 2013 (valores em %)

Fonte: Secex/MDIC (2013).

Em Mato Grosso, de acordo com informações da Secex/MDIC (2013), a região Oeste é a principal exportadora de soja em grãos pelo Porto de Santarém (PA). Os municípios de Sapezal (MT), Campo Novo do Parecis (MT), Campos de Julho (MT), Tangará da Serra (MT) e Comodoro (MT) figuram entre os 10 municípios que mais escoaram soja pelo porto paraense no período analisado. Segundo a Conab (2007), a logística para escoar a soja dessas cidades do Oeste de Mato Grosso consiste em transportar o grão desses municípios mato-grossenses até

Porto Velho (RO) via caminhões e depois transportá-los, via barcaças, pelo Rio Madeira.

Os municípios mato-grossenses situados ao longo da BR-163, situados no Médio Norte/Norte do estado, região de estudo desse trabalho, ainda enviam cargas esporádicas ao porto. Dados da Secex/MDIC (2013) apontam que em 2013, apenas Sinop (MT) e Sorriso (MT) figuraram entre os 10 principais municípios que exportaram soja em grão por Santarém (PA).

2.4 Mecanismos de formação de preço da soja

Mesmo na condição de um dos principais *players* mundiais de soja, tanto em termos de produção, quanto de exportação, o Brasil ainda é tomador de preços do grão (MARGARIDO et al., 1998). Em outras palavras, os preços da soja são formados nos mercados internacionais e os produtores nacionais, diante da informação do preço atribuído ao grão neste mercado, exigem que os valores praticados internamente estejam em consonância com os do mercado externo (BARROS et al., 1997).

Cardoso e Waquil (2002) apontam que a abertura comercial internacional acentuada, somada à redução na política de preços mínimos no Brasil no início da década de 2000 colaborou para cada vez mais parear o preço interno da soja com o preço do mercado internacional determinado pela Bolsa de Chicago (CME/CBOT). Essa bolsa norte-americana de mercadorias e de futuros leva em conta na formação dos preços, entre outros fatores, as perspectivas de oferta e demanda mundial do grão (MAFIOLETTI, 2000), informações dos movimentos nos principais portos mundiais e a participação de *hedgers* e especuladores de mercado. Com base no preço cotado na CME/CBOT, prêmio, custos portuários e de transporte chega-se ao valor da paridade de exportação – Figura 11.

Figura 11 - Cálculo da paridade de exportação da soja com base na cotação da bolsa de Chicago (CME/CBOT) para o preço da soja no porto exportador

Fonte: Mafioletti (2000) – elaborado pelo autor.

O valor de paridade de exportação deve ser considerado como um indicativo de preço praticado em determinada região produtora brasileira. Vale ressaltar que ainda existem fatores – tais como os que caracterizam o grau de concorrência nos vários níveis de mercado – que podem vir a resultar em diferenças no valor desse indicativo quando comparado ao realmente praticado em determinada região produtora. O canal de comercialização envolve agentes como corretores, indústria esmagadora local, *tradings* de importação e exportação, cooperativas e compradores de produtos agropecuários, sejam na comercialização à vista ou por meio da cédula do produto rural (CPR). Ao longo desse canal, o produtor pode estar em desvantagem no que se refere ao poder de influenciar o preço que prevalece no mercado.

Em termos de transmissão de preços internos, Moraes (2002) aponta que do nível de preços nos portos brasileiros, deduzidos os custos portuários, fretes etc., chega-se ao preço na processadora. Desse preço, deduzindo-se os custos de frete e operacionais, entre outros, obtém-se o preço pago ao produtor na localidade produtora. Evidentemente, lucros e prejuízos relacionados à logística e processamento podem ser detectados nesses cálculos.

Em termos teóricos essa questão é tratada no âmbito da chamada Lei do Preço Único (LPU). Segundo Krugman e Obstfeld (2005, apud Silva et al., 2009), a

Lei do Preço Único afirma que em mercados com concorrência, na ausência de custos de transporte e barreiras oficiais ao comércio, bens idênticos vendidos em países diferentes devem ser vendidos pelo mesmo preço quando eles são expressos em termos da mesma moeda.

Portanto, segundo Bendinelli et al. (2011), pode se relacionar diretamente o conceito da LPU ao processo de arbitragem, que garantiria o equilíbrio dos preços no longo prazo, quando expressos em unidade de valor comum. Nesse sentido, Working (1953) explica que a possível diferença entre os preços em dois locais distintos de comercialização da *commodity* em diferentes datas, podia ser associada ao custo de carregamento do produto no tempo.

Bressler & King apud Barros (2011) apresentam a teoria de concorrência segundo a qual se houver comércio entre duas regiões os preços das mercadorias envolvidas tenderão se diferenciar em média pelo custo de transação – entre eles o custo de transporte – entre as referidas regiões. Definem-se preço local (PL) numa região de produção ao preço de mercado (porto, no caso) menos os custos de transferência envolvidos na colocação do produto no mercado. Ademais quando uma região – como Mato Grosso – comercializa em duas praças – Paranaguá (PR) e Santarém (PA) – simultaneamente, os preços locais relativos a cada mercado (porto) serão iguais. Ou seja, numa região produtora como essa, será indiferente por qual porto o escoamento será realizado.

Baseando-se em Barros (2011), considerando-se que o mercado é concorrencial, ilustra-se na Figura 12 a situação em pauta: a determinação dos preços locais PL (por tonelada, na região de produção) relativos à comercialização de um produto em dois portos diferentes – como Paranaguá (PR) e Santarém (S). Cada curva tem como ordenada o preço do produto (PL) a uma determinada distância dos mercados (portos).

No caso ilustrado, os custos de transferência crescem a taxas decrescentes com a distância percorrida, em razão do que os preços locais tenderão a cair a taxas decrescentes à medida que a região se situe mais longe do porto. A curva PL_{PR} mostra os PL para cada ponto de produção supondo que o escoamento se dê por PR. Esses seriam os preços recebidos pelo produtor se não houvesse o porto de Santarém (PA). No caso, todos os produtores cujos custos de produção forem cobertos pelo respectivo PL_{PR} terão sua produção transferida para PR.

Quando se acrescenta a possibilidade de escoamento para Santarém (PA), cada região terá dois preços locais PL_{PR} e PL_S . Admitindo-se que a abertura de Santarém (PA) não afete o preço em Paranaguá (PR), nota-se que há um local A em que as duas curvas de preços locais (referentes à PR e S) se cruzam. Nesse local, a produção poderá ser transferida indiferentemente a qualquer um dos portos. É o chamado limite dos mercados PR e S. Agora, regiões à direita de A remeterão sua produção a S; aquelas à esquerda o farão para PR. As regiões à direita de A, passarão a receber preços maiores por remeterem a produção a S. À esquerda, os preços locais continuarão os mesmos. Percebe-se, assim que as regiões à direita perderão seu vínculo (integração) a PR e passarão a tê-lo com S. Como os preços em S e PR podem variar ao longo do tempo, o limite A pode oscilar de sorte que certa área de transição, nas suas proximidades, poderá ora ver-se vinculada a PR e ora a S. Mas as demais áreas tenderão a ficar vinculadas a um dos portos em longo prazo.

Figura 12 - Preços locais PL (por tonelada, na região de produção) relativos à comercialização de um produto em dois portos diferentes considerando custos de transferência e preços de mercado iguais nos portos de Paranaguá (PR) e Santarém (PA)

Fonte: Barros (2011) – elaborado pelo autor.

Uma hipótese possível com a abertura de Santarém (PA), é que dada sua maior proximidade com mercados consumidores (o europeu, por exemplo), o preço nesse porto (PM'_S) seja superior ao observado em Paranaguá (PR), conforme

apresentado na Figura 13. Considerando custos de transferência iguais observa-se que as curvas PL_{PR} e PL'_S se cruzam em um ponto B. Nessa situação podem ser verificadas duas alterações: a área de influência do Porto de Santarém (PA) aumenta, assim como o preço local aos produtores no novo limite de mercado. Observa-se nesse caso que área produtora que destina seu produto a S irá aumentar. Isso se reflete evidentemente num maior volume de produto exportado através do porto em S.

Além do maior preço de mercado no porto, outra hipótese é que com a conclusão das obras logísticas em direção ao porto da região Norte do Brasil, possa ocorrer alteração nos custos de transferência entre o Porto de Santarém (PA) e as regiões produtoras. É o que pode ser observado na curva PL''_S , cuja inclinação é inferior àquela verificada em PL_{PR} . Nesse cenário verifica-se novo aumento do preço local no limite de mercado – ponto C – entre os portos, assim como incremento na área que remeteria sua produção ao porto paraense.

Figura 13 - Preços locais PL (por tonelada, na região de produção) relativos à comercialização de um produto em dois portos diferentes considerando alterações no custo de transferência e preço de mercado no porto de Santarém (PA)

Fonte: Barros (2011) – elaborado pelo autor.

Na Figura 14 são mantidos os pontos A e B, discutidos anteriormente, apenas com intuito de se tomar como base os cenários de preços de mercado e custos de transferência iguais e aquele em que o preço em um dos portos é superior ao outro.

Nesse caso é analisada uma nova alteração, considerando alterações relativas (percentuais) iguais nos dois portos. Os resultados de um incremento, no exemplo de 20%, nos preços de mercado de Santarém (PA) e Paranaguá (PR), levando em conta um valor maior no porto paraense (PM'_S) e custos de transferência iguais, são as curvas PL'_S e PL_{PR}^* . Nessa situação, o limite de mercado é representado pelo ponto D, com preço superior ao ponto B e aumento na área de influência de Santarém (PA). No caso, o que aconteceu foi que os preços nos portos eram diferentes, sendo PL_S maior; com isso o aumento absoluto foi maior em Santarém (PA).

Figura 14 - Preços locais PL (por tonelada, na região de produção) relativos à comercialização de um produto em dois portos diferentes considerando alterações relativas iguais no preço de mercado no porto de Santarém (PA) e Paranaguá (PR)

Fonte: Barros (2011) – elaborado pelo autor.

Outro cenário considera variações absolutas iguais nos dois portos representadas por um incremento de x nos preços em Paranaguá ($PM_{PR}^* + x$) e Santarém ($PM'_S + x$). Nessa situação, apresentada na Figura 15 pelas curvas de preços locais PL_{PR}^* e PL'_S , verifica-se que não ocorre aumento na área de influência do porto de Santarém, mantendo-se o local do limite do mercado (ponto E, em comparação ao ponto B), porém, observa-se uma elevação no preço local nessa região.

Figura 15 - Preços locais PL (por tonelada, na região de produção) relativos à comercialização de um produto em dois portos diferentes considerando alterações absolutas iguais no preço de mercado no porto de Santarém (PA) e Paranaguá (PR)

Fonte: Barros (2011) – elaborado pelo autor.

Dadas essas características do mercado, a hipótese a ser testada neste trabalho é se, mesmo abertas outras vias de escoamento da produção de soja, no caso Santarém (PA), a relação de cointegração entre Mato Grosso e Paranaguá (PR) se manteve no período. Teoricamente, esse resultado indicaria que a área de transição permanece suficientemente grande para colocar sua produção em ambos os portos.

Para analisar a relação dos preços em Sorriso (P_s) e em Paranaguá (P_p), baseia-se no modelo de margens sugerido por Gardner (1975, apud BARROS, 2011). Representa-se por F (simplicemente tomado como frete) a diferença:

$$F = P_p - P_s \quad (1)$$

Então o frete como proporção de P_p será:

$$\frac{F}{P_p} = 1 - \frac{P_s}{P_p} \quad (2)$$

Gardner (1975, apud BARROS, 2011) define margem (M) como sendo a relação entre o preço de venda e o preço de compra:

$$M = \frac{P_p}{P_s} \quad (3)$$

sendo que M e F movimentam-se na mesma direção, ou seja, $\frac{dF}{dM} > 0$.

Pode-se agora definir que M é formado através da equação

$$M = \alpha P_p^\beta \quad (4)$$

Ou

$$\ln M = \ln \alpha + \beta \ln P_p \quad (5)$$

Como também

$$\frac{P_p}{P_s} = \alpha P_p^\beta \quad (6)$$

Ou

$$P_s = \frac{P_p^{1-\beta}}{\alpha} \quad (7)$$

e em logaritmos:

$$\ln P_s = -\ln \alpha + (1 - \beta) \ln P_p \quad (8)$$

que representa a equação de transmissão de preços de Paranaguá (PR) para Sorriso (MT), de que trata este trabalho. Essa transmissão se daria por um mecanismo que toma a variação em P_p é repassada para M com uma elasticidade β ou para P_s com uma elasticidade $(1 - \beta)$. O parâmetro é em geral negativo, posto que o frete é relativamente mais estável que os preços das *commodities* de sorte que P_s pode subir mais do que P_{PR} diante de um aumento neste último.

Consequentemente a elasticidade de transmissão de preços pode ser maior do que a unidade. Em termos absolutos, o preço em Sorriso é obtido em média de acordo com a expressão (7): eleva-se P_P a $(1 - \beta)$ e o resultado é multiplicado por α .

A equação (8) poderá ser estimada caso se constate a existência de cointegração entre essas variáveis. No curto prazo poderá haver discrepâncias nessa relação, mas que são corrigidas ao longo do tempo. No contexto da análise de (8) é importante testar se $(1 - \beta)$ difere estatisticamente da unidade, condição para que a margem seja influenciada por P_P . É importante verificar se há quebras estruturais no intercepto (nível), que poderia ser associada a mudanças na formação de preços em decorrência da consideração do Porto de Santarém (PA).

3 MATERIAIS E MÉTODOS

3.1 Coleta de dados

Os dados utilizados na elaboração desse trabalho foram coletados pelo Cepea/Esalq-USP (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada). O indicador ESALQ/BM&FBovespa da soja Paranaguá refere-se ao grão comercializado na condição “transferido” para armazéns ou silos portuários situados dentro do corredor de exportação do porto de Paranaguá. Este indicador é usado para liquidar o contrato futuro de soja da BM&FBovespa financeiramente.

O município mato-grossense utilizado para a análise foi Sorriso (MT), maior produtor de Mato Grosso e do Brasil de soja (IBGE, 2011). Morales et al. (2013) apontam que esse município está localizado estrategicamente na área central de Mato Grosso e, por essa razão, pode ser considerado como a área de influência para o escoamento da produção do norte do Mato Grosso para o porto de Santarém (PA).

Foram utilizados dados de preços diários de soja no mercado disponível em Sorriso (MT) e do indicador ESALQ/BM&FBovespa da soja Paranaguá (PR) de janeiro/2004 a dezembro/2013. Foram utilizadas séries em dólar (US\$/sc 60 kg) e em valores nominais. Os dias em que não houve negócios em uma das regiões em razão de feriados municipais ou recessos locais não foram considerados na análise.

3.2 Teste de raiz unitária com quebra estrutural

Para fundamentar o estudo, foi utilizado um teste raiz unitária com quebra estrutural sobre a série completa das margens relativas entre as regiões de Sorriso (MT) e Paranaguá (PR). Esse teste determinou dois subperíodos a serem considerados na análise de cointegração.

O objetivo foi verificar se houve potencial ponto que pudesse alterar o nível da estacionariedade da série de margens relativas, ou seja, se houve alteração na média na qual a série se mantém estacionária. Se tal quebra ocorrer e for próxima ao período em que houve entrada do porto de Santarém (PA) como canal de exportação da soja mato-grossense, esse fato poderá ser um indício de que pode ter ocorrido alguma influência na formação de preços na região de Sorriso (MT).

Segundo Enders (2004), uma das alternativas econométricas para verificar uma quebra estrutural é dividir a série em duas partes e aplicar o teste de raiz

unitária utilizando a metodologia de Dickey-Fuller em ambas. O problema de se fazer tal procedimento é que se reduzem os graus de liberdade de cada regressão resultante. Além disso, o pesquisador pode não saber exatamente onde ocorre essa quebra, muitas vezes adotando critérios exógenos.

Nesse caso, seria necessária uma metodologia na qual possa ser analisada toda a série amostral. Perron (1989) sugere um teste de raiz unitária que detecta a presença de quebra estrutural no período $t = \tau + 1$. Basicamente, o autor testa a hipótese nula de que a série tem uma raiz unitária com um salto (alteração no nível) como em (9) contra a hipótese alternativa de mudança no intercepto da tendência do processo estacionário (10).

$$H_0: y_t = a_0 + y_{t-1} + \mu_1 D_P + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$H_1: y_t = a_0 + a_2 t + \mu_2 D_L + \varepsilon_t \quad (10)$$

Onde: D_P representa um pulso, é adicionada uma variável *dummy* de tal forma que

$D_P = 1$ se $t = \tau + 1$ e zero caso contrário;

D_L representa o nível, é adicionada uma variável *dummy* de tal forma que

$D_L = 1$ se $t > \tau$ e zero caso contrário.

Assim, o problema econométrico é verificar qual dos dois modelos (9) ou (10) se adéqua melhor à série analisada. Nesse sentido, Enders (2004) aponta a metodologia de Perron (1989) como simples de ser implementada.

Primeiramente, se retira a tendência dos dados estimando o modelo sob a hipótese alternativa (10) e denominando os resíduos como $\hat{y}_t$. Dessa forma, cada valor $\hat{y}_t$ será o resíduo da regressão:

$$y_t = a_0 + a_2 t + \mu_2 D_L + \hat{y}_t \quad (11)$$

A partir de (11), estima-se a regressão:

$$\hat{y}_t = a_1 \hat{y}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

A metodologia de Perron (1989), segundo Enders (2004), aponta que quando os resíduos são independentes e identicamente distribuídos, a distribuição de a_1 depende da proporção de observações que ocorrem antes da quebra estrutural. Essa proporção é dada por:

$$\lambda = \tau/T \quad (13)$$

Onde: T representa o número total de observações.

Posteriormente, é necessário realizar o diagnóstico para verificar se os resíduos de (12) não são correlacionados. Se houver correlação serial, deve ser utilizada a forma aumentada da regressão:

$$\hat{y}_t = a_1 \hat{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta \hat{y}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Finalmente, a partir de (13) calcula-se a estatística “t” para a hipótese nula de que $a_1 = 1$, sendo comparados com os valores críticos calculados por Perron (1989). Não haverá quebra estrutural a menos que $0 < \lambda < 1$. Se for encontrado valor da estatística “t” superior que o valor crítico de Perron (1989), rejeita-se a hipótese nula de uma raiz unitária.

Assim, Perron (1989) desenvolveu seu teste de raiz unitária para mostrar que quando existe uma mudança estrutural relevante na série de dados, esse evento contamina a estrutura de autocorrelação da série, provocando uma não rejeição indevida da hipótese nula de raiz unitária. Este autor considerou o ponto de quebra nas séries como exógenos.

Passados três anos, Zivot e Andrews (1992) fizeram novos testes, repetindo todas as etapas da metodologia de Perron (1989), porém propondo uma mudança na variável *Dummy* referente ao momento da quebra, pois Perron (1989) adicionou estas variáveis como exógenas, a partir de análise visual.

Zivot e Andrews (1992) propuseram tornar esta variável endógena (de quebra), permitindo que se realizem análises sem que se conheçam *a priori* o ponto

de quebra estrutural. Segundo os autores, a hipótese nula de Perron (1989) utiliza um λ , que define o ponto de quebra estrutural como um fator exógeno e não com a suposição de que a mesma pode ser uma ocorrência endógena à série.

Baseando-se na metodologia de Perron (1989) e considerando-se o ponto de quebra como fator endógeno à série, os autores elaboraram novos testes estatísticos, partindo dos seguintes modelos:

$$\text{Modelo A: } y_t = \mu_1 + \beta_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (15)$$

$$\text{Modelo B: } y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t \quad (16)$$

$$\text{Modelo C: } y_t = \mu_1 + \beta_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t \quad (17)$$

Perron (1989) denomina o modelo A de “modelo de choque”, pois representa a alteração no nível da série sinalizado por $(\mu_2 - \mu_1)$, que aponta a mudança no intercepto. O modelo B aponta a alteração na inclinação em determinado ponto de quebra estrutural e essa alteração é apontada por $(\beta_2 - \beta_1)$. O modelo C combina tanto a alteração no nível quanto na inclinação da série. Dadas essas informações, a hipótese nula para Zivot e Andrews (1992) é:

$$y_t = \mu + y_{t-1} + e_t \quad (18)$$

O objetivo é estimar qual o ponto de quebra estrutural que dá o maior peso para a alternativa tendência estacionária. Dessa forma, o teste proposto por Zivot e Andrews (1992) trata-se de um teste de raiz unitária contra a alternativa de estacionariedade com quebra estrutural em algum ponto desconhecido, sem adotar um procedimento subjetivo de escolha.

Com a hipótese nula definida, não é necessário o uso da variável *dummy* utilizada pela metodologia de Perron (1989) e apontada em (9). A partir de então, Zivot e Andrews (1992) estimam o teste ADF, assim como Perron (1989), para testar a presença de raiz unitária. O ponto de quebra estrutural é apontado como aquele que apresenta a menor estatística “t” para o teste ADF. Assim, a data de quebra será escolhida nos pontos em que há evidência menos favorável à hipótese nula de raiz unitária e a diferença entre os dois testes é a de que a data do ponto de quebra,

no procedimento proposto por Zivot e Andrews (1992) é estimada, enquanto no procedimento proposto por Perron (1989) é fixado.

É importante ressaltar que o teste proposto por Zivot e Andrews (1992) se adequa melhor ao problema de pesquisa tratado neste trabalho, já que a data de entrada em operação do Porto de Santarém (PA) não garante que haverá quantidades escoadas de magnitude relevante para alterar a relação entre os mercados ou mesmo que toda a infraestrutura logística de transporte esteja disponível para que seja verificada alteração imediata na diferença de preços entre os dois mercados.

3.3 Teste de cointegração: metodologia de Engle-Granger (1987)

O teste de cointegração, do ponto de vista econômico, visa a indicar se existe ou não uma relação de longo prazo entre as variáveis. No caso deste trabalho, existe a hipótese de que em virtude de Paranaguá (PR) e Sorriso (MT) estarem conectadas pelo transporte, os preços nessas duas praças apresentam uma relação estável, em torno da qual se observam variações de curto prazo.

Enders (2004) trata de dois aspectos importantes na análise de séries temporais. Uma delas é a possibilidade de as séries serem não estacionárias, ocorrência que demanda procedimentos especiais de análise. Trata também da possibilidade de as séries serem cointegradas, em razão de que procedimentos adequados devem ser aplicados. Acontece com frequência que essas duas propriedades ocorram simultaneamente num conjunto de séries temporais.

O primeiro passo na análise das séries é verificar a estacionariedade e caso não ocorra, estabelecer a ordem de integração das variáveis. A cointegração aplica-se a variáveis não estacionárias e integradas de mesma ordem. Em geral, segundo Gujarati (2006), a ordem de uma série temporal é a quantidade d de vezes que ela precisa ser diferenciada para se tornar estacionária. Nesse caso, a série temporal original será integrada de ordem d , ou $I(d)$.

No caso desse estudo, foi utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para estabelecer o número de raízes unitárias (se existirem) em cada uma das variáveis. Se as variáveis forem integradas de diferentes ordens, já é possível concluir que elas não são cointegradas.

A segunda etapa é estimar a relação de cointegração entre as séries, o que tem sido interpretado como uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Se

for verificado que duas variáveis (y_t e z_t) são integradas de mesma ordem, pode-se considerar uma combinação linear entre elas do tipo:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t \rightarrow e_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 z_t \quad (19)$$

A fim de determinar se as variáveis são realmente cointegradas, verifica-se se a sequência residual a partir de (19) é estacionária examinando-se " $\hat{e}_t$ ", a série dos resíduos estimados. Se esses resíduos forem estacionários, então as variáveis (y_t e z_t) são consideradas cointegradas. Considera-se, então,

$$\hat{e}_t = \alpha \hat{e}_{t-1} + u_t \text{ ou } \Delta \hat{e}_t = \phi \hat{e}_{t-1} + u_t \quad (20)$$

O parâmetro de interesse em (20) é ϕ , que pode ser entendido como $\alpha - 1$. Se não for rejeitada a hipótese que $\phi = 0$, pode ser concluído que a série dos resíduos apresenta raiz unitária e, portanto, as variáveis (y_t e z_t) não são cointegradas.

No caso do diagnóstico indicar que os resíduos apresentam correlação serial, em vez de usar os resultados de (20), ajusta-se:

$$\Delta \hat{e}_t = \phi \hat{e}_{t-1} + \sum \theta_j \Delta \hat{e}_{t-j} + u_t \quad (21)$$

Novamente, se $-2 < \phi < 0$ pode-se concluir que a série de resíduos é estacionária e, portanto, as variáveis (y_t e z_t) são cointegradas.

3.4 Teste de cointegração: metodologia de Johansen (1988)

Enders (2004) mostra que a metodologia de Engle-Granger (1987) apresenta algumas limitações. A primeira delas consiste no fato da regressão que estima o equilíbrio de longo prazo exigir que o pesquisador escolha uma variável como dependente da outra. Dessa forma, podem ocorrer resultados distintos no diagnóstico dos resíduos.

A teoria assintótica aponta que, para amostras grandes, o teste de raiz unitária aplicado aos resíduos independe do regressor escolhido. Porém, na prática e levando-se em conta o tamanho da amostra utilizada em grande parte das

análises econômicas, é possível verificar que uma regressão aponte que as variáveis sejam cointegradas, enquanto que invertendo a ordem pode se verificar que não há cointegração.

Esse entrave se agrava quando são avaliados três ou mais variáveis, uma vez que aumenta o número de alternativas de variáveis dependentes na regressão. Além disso, nesses casos, podem existir mais de um vetor de cointegração.

Outro problema apontado por Enders (2004) sobre a metodologia de Engle-Granger (1987) diz respeito às etapas envolvidas na análise. Como primeiramente é gerada uma série de resíduos, que posteriormente é utilizada para estimar uma regressão, qualquer erro cometido no primeiro passo acaba sendo repassado para o segundo.

Para evitar os problemas supracitados, o presente trabalho optou por utilizar como complemento da análise de cointegração a metodologia de Johansen (1988), que segundo Enders (2004) utiliza estimadores de máxima verossimilhança que contornam os problemas do uso de estimação em duas etapas. Além disso, a partir de tal procedimento é possível testar a presença de múltiplos vetores de cointegração.

Enders (2004) aponta que, intuitivamente, a metodologia de Johansen (1988) trata-se de uma generalização do teste de Dickey-Fuller, porém em análise multivariada. Assim, considerando n variáveis, o teste de cointegração de Johansen (1988) pode ser descrito da seguinte forma:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (22)$$

Onde: x_t e ε_t são vetores ($n \times 1$);

A_1 é uma matriz de parâmetros ($n \times n$).

Subtraindo x_{t-1} de ambos os lados da equação (22) e aplicando mecanismos algébricos, obtém-se:

$$\Delta x_t = (A_1 - I)x_{t-1} + \varepsilon_t = \pi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (23)$$

onde: I é uma matriz identidade ($n \times n$);

π é definido como $(A_1 - I)$.

O posto (ou *rank*) da matriz π será igual ao número de vetores de cointegração. Se o posto dessa matriz for zero todas as sequencias x_{i-t} apresentarão raiz unitária (ENDERS, 2004). Nesse caso, visto que nenhuma combinação linear de x_{i-t} é estacionária, então as variáveis não são cointegradas.

Outra possibilidade é que o posto da matriz π seja igual a um. Nesse caso, há um único vetor de cointegração e πx_{t-1} será o termo de correção de erro. Quando houver a situação em que $1 < posto(\pi) < n$ ocorrerá o caso de múltiplos vetores de cointegração.

Enders (2004) aponta que a quantidade dos distintos vetores de cointegração pode ser obtida checando a significância das raízes características de π . Para verificar o número de r vetores cointegrados, Johansen (1991, apud ENDERS, 2004) aponta dois testes estatísticos (24) e (25):

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

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

Onde: $\hat{\lambda}_i$ representam os valores estimados das raízes características obtidos a partir da matriz π estimada;

T é o número de observações utilizadas.

A estatística apresentada em (24) testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a r . Já a alternativa apresentada em (25) testa a hipótese de que o número de vetores de cointegração é r contra a alternativa de que existem $r + 1$ vetores de cointegração. Enders (2004) ilustra que os resultados dos testes de $\lambda_{traço}$ e λ_{max} podem ser diferentes. Para esse estudo foi adotada $\lambda_{traço}$.

3.5 Teste de Chow

Após verificada a existência de possível ponto de quebra estrutural nas séries de preços de Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) e avaliada a integração de preços na região de Sorriso (MT) e o porto de Paranaguá (PR) nos dois períodos definidos pela possível alteração no nível da série, realizou-se o teste de Chow (1960) no resíduo da equação de cointegração que define a diferença entre os preços nos dois mercados a fim de se avaliar a igualdade dos coeficientes obtidos.

Para tanto, foram considerados dois subperíodos de acordo com o teste de quebra estrutural. O teste de Chow (1960) é usado para representar a relação econômica obtida através de uma regressão linear em dois ou mais períodos de tempo distintos. Dessa forma, verifica-se, estatisticamente, se as estimativas para os coeficientes dos subconjuntos analisados são estáveis.

Para o caso desse trabalho, em que se utilizou dois subperíodos, o teste de Chow (1960) parte do pressuposto que os erros das duas regressões (com dimensões de amostras n_1 e n_2) são independentes e identicamente distribuídos com distribuição normal. O primeiro passo é rodar uma regressão combinando as duas amostras que apresentará a dimensão $n = n_1 + n_2$. Dessa regressão se obterá a soma dos quadrados do resíduo, denominada S_1 . Os graus de liberdade serão dados por $n_1 + n_2 - k$, sendo que k representa o número de parâmetros estimados incluindo o intercepto.

A segunda etapa consiste em rodar as regressões para cada um dos períodos considerados com dimensões n_1 e n_2 . Dessa forma serão obtidas duas somas de quadrado dos resíduos (S_2 e S_3). Para essa avaliação são considerados $n_1 + n_2 - 2k$ graus de liberdade.

Realizadas essas duas etapas, realiza-se um teste $F_{(k, n_1 + n_2 - 2k)}$ da seguinte forma:

$$F = \frac{[S_1 - (S_2 + S_3)]/k}{[(S_2 + S_3)/(n_1 + n_2 - 2k)]} \quad (26)$$

Se o valor da estatística F encontrada for superior aos valores críticos tabulados da distribuição F de Fisher-Snedecor, rejeita-se a hipótese nula de que as estimativas dos coeficientes para os dois períodos são estáveis.

3.6 Os modelos de Auto Regressão Vetorial (VAR) e de Correção de Erros (VEC)

Após a realização das análises citadas anteriormente – voltadas para a reação de longo prazo, para cada subperíodo, será realizada análise do tipo VAR (auto regressão vetorial) ou VEC (vetor de correção de erros) para caracterizar a influência de cada variável sobre a outra no curto prazo; no caso tratando-se de dados diários, estuda-se o relacionamento entre os preços das duas praças no horizonte de alguns dias (10 a 20, por exemplo)

Segundo Enders (2004), a partir da modelagem VAR pode se verificar como uma série temporal é afetada por valores correntes e passados de outra série. Pode se considerar o seguinte sistema para duas variáveis, em que o número de defasagens, a título de exemplo, foi fixado em um:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (27)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (28)$$

Assume-se que:

- As séries y_t e z_t são estacionárias;
- ε_{yt} e ε_{zt} são distúrbios do tipo ruído branco com desvios-padrão de σ_y e σ_z ;

Alternativamente, tais equações podem ser apresentadas na forma matricial.

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (29)$$

Substituindo:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}; x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}; \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}; \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \text{ e } \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Chega-se à seguinte equação, onde B é a matriz de relações contemporâneas:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (30)$$

Pré-multiplicando (30) por B^{-1} , chega-se a forma padrão do VAR:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (31)$$

Onde: $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$; $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ e $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$.

Considerando a_{i0} como um elemento i do vetor A_0 , a_{ij} como o elemento na linha i e coluna j da matriz A_1 e e_{it} como o elemento i do vetor e_t (ENDERS, 2004), a partir de (31) podem ser escritas as seguintes equações:

$$y_t = a_{10} - a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (32)$$

$$z_t = a_{20} - a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (33)$$

Enders (2004) aponta que a nomenclatura para (27) e (28) é denominada VAR estrutural (ou forma primitiva), ao passo que (32) e (33) é chamada de VAR padronizado (ou forma reduzida). Assim, na segunda forma, é válido destacar que os termos de erro, e_{1t} e e_{2t} , são a combinação de dois choques ε_{yt} e ε_{zt} :

$$e_{1t} = (\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (34)$$

$$e_{2t} = (\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (35)$$

Segundo Enders (2004), é possível estimar o sistema VAR na forma (32) e (33) a partir do método de mínimos quadrados ordinários obtendo-se os dois elementos de A_0 e os quatro de A_1 . Além disso, através dos resíduos das duas

regressões é possível estimar a variância de e_{1t} e e_{2t} e a respectiva covariância entre eles. Ocorre, entretanto, um problema de identificação: a partir dos parâmetros estimados a partir de (32) e (33), não é possível estimar os parâmetros do sistema primitivo, representado por (27) e (28).

O VAR padronizado permite estimar nove parâmetros sendo seis coeficientes ($a_{10}, a_{20}, a_{11}, a_{12}, a_{21}$ e a_{22}) e os valores calculados de $\text{var}(e_{1t})$, $\text{var}(e_{2t})$ e $\text{cov}(e_{1t}, e_{2t})$. Porém, o VAR na forma primitiva contém dez parâmetros, sendo dois coeficientes de intercepto (b_{10} e b_{20}), quatro coeficientes autorregressivos ($\gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{21}$ e γ_{22}), dois coeficientes de bidirecionais (b_{12} e b_{21}) e dois desvios padrão (σ_y e σ_z).

Para solucionar esse problema, Sims (1980) adotou um sistema recursivo para identificar o modelo. A alternativa foi impor uma restrição ao sistema primitivo e considerar, por exemplo, que o coeficiente b_{21} fosse igual a zero. Assim, reescrevendo (27) e (28), seriam obtidos:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (36)$$

$$z_t = b_{20} - \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (37)$$

Posteriormente, a relação entre os choques e os resíduos das regressões dadas por (34) e (35) seriam reescritos como:

$$e_{1t} = \varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt} \quad (38)$$

$$e_{2t} = \varepsilon_{zt} \quad (39)$$

Em outras palavras, dada a restrição ($b_{21} = 0$), verifica-se que z_t tem efeito contemporâneo em y_t (38). Por outro lado, y_t afeta z_t em apenas um período depois (*lag*), conforme apontado em (39). Assim, pode se decompor os resíduos em uma matriz triangular conhecida como Decomposição de Choleski.

Apresentado o modelo VAR, Enders (2004) aponta que para o uso dessa metodologia, as variáveis devem ser estacionárias. No caso do presente estudo, os resultados apontados no teste de cointegração de Engle-Granger (1987)

apresentado anteriormente, além de mostrar se as séries são cointegradas, apresentará a ordem das mesmas, ou seja, a quantidade de vezes em que elas devem ser diferenciadas para que se tornem estacionárias, através de teste de raiz unitária.

Caso o teste de Engle-Granger (1987) analisado anteriormente aponte que as séries são cointegradas e apresentam mesma ordem será necessário empregar um modelo de correção de erro (VEC). A questão é que séries cointegradas apresentam equilíbrio de longo prazo estável e pode se utilizar essa estabilidade para fins de modelagem. Em outras palavras, adota-se a dinâmica de convergência entre as séries em horizonte de longo prazo.

A escolha entre o modelo VAR ou VEC depende dos testes de estacionariedade e do número de relações de cointegração encontrados. Caso seja verificado que todas as n variáveis do vetor X_t são estacionárias, o modelo VAR é o mais apropriado. Por outro lado, se for observado que o número de relações de cointegração (h) for menor que o número de variáveis (n) e maior que zero, ou seja, $0 < h < n$, então o modelo VEC é o mais apropriado para X_t .

O modelo VAR já foi anteriormente caracterizado. Já o modelo VEC apresenta o seguinte formato:

$$\Delta X_t = \theta + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (40)$$

Onde: $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$;

θ é o parâmetro referente a uma constante considerado no modelo;

$\pi = \alpha\beta'$ é uma matriz ($n \times n$), sendo que α é a matriz de ajustamento, que apresenta a taxa pela qual os elementos X_t se ajustam em resposta aos desvios defasado, considerando-se as relações de cointegração (h). Já β' é um vetor de cointegração ($h \times n$) que representa as n séries estacionárias transformadas e as relações de cointegração (h).

Definido o modelo que será utilizado, o próximo passo será verificar a quantidade de defasagens que será adotada. Segundo Enders (2004) é possível construir um modelo com n -equações, onde cada equação contém p lags de todas as n variáveis do sistema. Dessa forma, seriam inclusas todas as variáveis que

apresentam efeitos econômicos uma sobre as outras. Porém, quanto mais variáveis são incluídas no modelo, mais graus de liberdade são perdidos.

Para averiguar qual a defasagem apropriada, um critério é utilizar generalizações multivariadas dos testes de AIC (Akaike information criterion) e SBC (Schwarz Bayesian Criterion).

$$AIC = T \log|\Sigma| + 2N \quad (41)$$

$$SBC = T \log|\Sigma| + N \log T \quad (42)$$

Onde: $|\Sigma|$ representa o determinante da matriz de variância/covariância dos resíduos;

N é o número total de parâmetros estimados em todas as equações.

O modelo selecionado deverá ser aquele que minimiza os valores de AIC e SBC. O uso desses critérios não testa a significância de modelos alternativos. Porém, indicam qual o melhor ajuste entre as alternativas.

A partir dos resultados desses testes aplicados aos dois períodos do presente trabalho, poderá ser verificado se houve alteração na defasagem das variáveis das equações. Dessa forma, será observado, caso as variáveis se mantenham cointegradas em ambos períodos, se ocorreu alguma alteração na influência de cada variável sobre a outra. Dois outros produtos das modelagens VAR e VEC são a função impulso-resposta e a decomposição da variância, que serão analisados a seguir.

3.6.1 Função impulso-resposta

Segundo Enders (2004), um vetor autorregressivo (VAR) pode ser escrito como um vetor de média móvel. Essa representação é uma característica essencial da metodologia de Sims (1980), pois torna possível traçar o caminho no tempo das variáveis após sofrerem um choque ou um impulso. A função impulso-resposta permite identificar em quantos períodos uma variável converge para sua média inicial ou outro patamar estável após a simulação de um choque em uma variável explicativa.

Originalmente as respostas a impulsos se referem à intensidade de variação do erro numa variável em decorrência de um choque de um desvio padrão numa outra variável. No presente trabalho, os impactos serão expressos em termos de elasticidade de impulso (BARROS, 1990 apud MARGARIDO et al., 2001), calculada mediante divisão dos impactos pelo desvio padrão da erro da variável que sofre o choque, no caso o preço da soja na região produtora, pelo desvio padrão da variável que sofre o choque, no caso o preço no porto. Para aplicar-se o termo elasticidade, as variáveis devem estar expressas em logaritmos.

Essa ferramenta será utilizada no presente trabalho sendo aplicada aos dois períodos analisados. Assim, poderá ser verificado se ocorreu alteração no comportamento dos preços, ou seja, se aplicando um choque na variável que representa o preço no porto de Paranaguá, ocorrerá alguma alteração na resposta verificada no preço na região produtora de Sorriso.

3.6.2 Decomposição da variância dos erros de previsão

A decomposição da variância dos erros de previsão aponta a proporção da variação em determinada série que é explicada devido a seus próprios choques e em outras variáveis (ENDERS, 2004). Entender as propriedades dos erros de previsão pode ser extremamente útil para verificar as inter-relações entre as variáveis do sistema.

Enders (2004) descreve que a partir do modelo:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (43)$$

Pode ser feita condicionalmente uma previsão x_{t+1} , de forma que a previsão do erro um passo a frente é $\phi_0 \varepsilon_{t+1}$. Em geral:

$$x_{t+n} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t+n-i} \quad (44)$$

Então para a previsão para n períodos $x_{t+n} - E_t x_{t+n}$, será:

$$x_{t+n} - E_t x_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{t+n-i} \quad (45)$$

Focando apenas na sequencia y_t , erro de previsão n passos a frente é dada por:

$$y_{t+n} - E_t y_{t+n} = \phi_{11}(0)\varepsilon_{yt+n} + \phi_{11}(1)\varepsilon_{yt+n-1} + \dots + \phi_{11}(n-1)\varepsilon_{yt+1} \\ + \phi_{12}(0)\varepsilon_{zt+n} + \phi_{12}(1)\varepsilon_{zt+n-1} + \dots + \phi_{12}(n-1)\varepsilon_{zt+1} \quad (46)$$

Denotando a variância do erro de previsão n passos à frente como $\sigma_y(n)^2$:

$$\sigma_y(n)^2 = \sigma_y^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] \\ + \sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2] \quad (47)$$

Onde $\phi_{1j}(n-1)^2$ representam os efeitos de choques em ε_{yt} e ε_{zt} nas séries y_t e z_t n passos à frente.

Como os valores de $\phi_{jk}(i)^2$ são necessariamente não-negativos, a variância dos erros de previsão aumenta de acordo que o horizonte de previsão aumenta. É possível decompor a variância do erro de previsão n passos a frente em proporções de acordo com choques nas variáveis.

As proporções de $\sigma_y(n)^2$ devido a choques nas sequências ε_{yt} e ε_{zt} são dadas por (48) e (49), respectivamente:

$$\frac{\sigma_y^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} \quad (48)$$

$$\frac{\sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} \quad (49)$$

Enders (2004) aponta que se choques em ε_{zt} não explicarem nada da variância do erro de previsão de y_t em todos os horizontes de previsão, então pode se dizer que a sequencia y_t é exógena. Por outro lado, caso choques em ε_{zt} podem explicar todas as variâncias erros de previsão de y_t , de forma que essa sequencia seja inteiramente endógena. Em pesquisas aplicadas, é comum verificar que uma

variável explique quase todas as variâncias de previsão do erro nos primeiros horizontes e em menor proporção em horizontes mais longos.

Assim, novamente fazendo a análise nos dois períodos considerados nesse trabalho, poderá se verificar se houve alguma alteração na interação de preços entre Paranaguá (PR) e Sorriso (MT), dado o início das exportações via porto de Santarém (PA) através da análise da decomposição da variância dos erros de previsão.

4 RESULTADOS

4.1 Descrição dos dados

A Figura 16 apresenta a série de preços nominais da soja no mercado disponível (US\$/sc 60 kg) em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR). Confirmando aspectos citados na revisão de literatura sobre formação de preço da oleaginosa, os valores no porto são superiores ao da região mato-grossense em todo o período. A diferença absoluta entre preços em Paranaguá (PR) e Sorriso (MT) representa simplificadaamente o frete (F).

Figura 16 - Evolução dos preços nominais da soja no mercado disponível (US\$/sc 60 kg) em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) de 2004 a 2013

Fonte: Cepea (2014) – elaborado pelo autor.

A diferença relativa entre os preços de Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) no período de 2004 a 2013 é apresentada na Figura 17. Os valores apresentados nesse caso representam, portanto, a diferença percentual entre essas duas regiões, $M = F/PR$.

Figura 17 - Evolução da diferença relativa de preços (US\$/sc 60 kg) em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) de 2004 a 2013

Fonte: Cepea (2014) – elaborado pelo autor.

Essa série será tomada como ponto inicial para o desenvolvimento da análise a ser desenvolvida. Haja vista que os efeitos do escoamento da produção por Santarém (PA) sobre os preços de soja em Sorriso (MT) podem não ser imediatos com o início das atividades no porto paraense, ou seja, em 2005, se faz necessária uma análise endógena de quebra estrutural nessa série para que seja verificado o momento (ou período) em que o processo de formação de preço em Sorriso possa ter se alterado. Essa determinação vai orientar as análises subsequentes.

4.2 Aplicação do teste de raiz unitária com quebra estrutural na série de diferenciais relativos de preços da soja em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR)

A análise de quebra estrutural avaliou os diferenciais de preços relativos, entre os valores de Sorriso (MT) e Paranaguá (PR). Apesar de permitir a avaliação dos três modelos propostos por Perron (1989), o teste de Zivot e Andrews (1992) foi realizado para verificar apenas o modelo que aponta potencial alteração no nível (intercepto) da série. O resultado é apresentado na Tabela 1 e ilustrado na Figura 18.

Pode ser verificado que não se rejeita a hipótese de existência de raiz unitária no modelo testado, uma vez que o valor do teste é maior que os valores críticos.

Apesar disso, é apontado o potencial ponto de quebra estrutural no nível da série em março de 2007 (ponto 800).

Tabela 1 - Teste de Zivot e Andrews (1992) de raiz unitária com quebra estrutural nos diferenciais relativos de preços de soja em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) entre janeiro de 2004 e dezembro de 2013

Modelo	Valor do teste	Valores críticos			H ₀ : existência de raiz Unitária	Potencial Ponto de Quebra
		1%	5%	10%		
Potencial quebra no intercepto	-4,33	-5,34	-4,80	-4,58	Não Rejeita	800

Fonte: Dados de Pesquisa.

Figura 18 - Evolução das estatísticas-t avaliando a presença de raiz unitária na série de diferenças relativas entre os preços nominais em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) em modelo de quebra estrutural no intercepto (nível) – Teste de Zivot e Andrews

Fonte: Dados de pesquisa.

Se for considerado o período anterior ao potencial ponto de quebra estrutural, a média da diferença relativa entre porto e região produtora foi de 29,6%. Posteriormente, a média foi calculada em 22%. Nesse caso, vale destacar essa redução na diferença média entre Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) considerando como referência o potencial ponto quebra estrutural no nível.

Para efeito das análises seguintes serão considerados, portanto, dois subperíodos na amostra, sendo o primeiro anterior a 28 de março de 2007 (ponto

800) e outro posterior. Basicamente, o primeiro seria caracterizado pela ausência ou pela adaptação do mercado às novas oportunidades surgidas com a entrada em operação efetiva do porto de Santarém (PA) e o segundo seria caracterizado por volumes mais expressivos de exportações por aquele porto.

4.3 Análise da cointegração das séries de preços de Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) – primeiro período: janeiro de 2004 a março de 2007

Pela metodologia de teste de cointegração de Engle-Granger (1987), foi verificado primeiramente se as variáveis são integradas de mesma ordem. Assim, aplicou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) sobre o logaritmo das séries, selecionando o número de defasagens dos modelos pelos critérios de AIC (Akaike), sendo que para as duas séries esse valor foi de nove. Os resultados do teste de raiz unitária são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) da série de logaritmos dos preços diários (US\$/sc 60 kg) de soja em Paranaguá (PR) e Sorriso (MT) entre janeiro de 2004 e março de 2007 (primeiro período)

MODELO	Estatística	Valores Críticos			Sorriso	Paranaguá	H ₀ : existência de raiz Unitária
		1%	5%	10%			
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$ (modelo com constante e tendência)	T ₃	-3,96	-3,41	-3,12	-1,72	-2,10	Não Rejeita
	ϕ_3	8,27	6,25	5,34	2,18	2,89	Não Rejeita
$\Delta x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$ (modelo com constante)	T ₂	-3,43	-2,86	-2,57	-2,07	-2,22	Não Rejeita
	ϕ_1	6,43	4,59	3,78	2,22	2,48	Não Rejeita
$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$ (modelo sem constante e tendência)	T ₁	-2,58	-1,95	-1,62	-0,51	-0,20	Não Rejeita
$\Delta \Delta x_t$ (1ª Diferença)	T	-2,58	-1,95	-1,62	-13,61	-18,79	Rejeita

Fonte: dados de pesquisa.

Os resultados do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) mostram que nas análises dos logaritmos das séries no nível, considerando modelos com intercepto e tendência; apenas com intercepto; e sem intercepto e sem tendência não se pode rejeitar a hipótese de presença de raiz unitária. Infere-se isso em razão de todos os valores τ e ϕ calculados nesses casos serem, em módulo, inferiores aos valores críticos. Assim, pode-se concluir que essas séries não são estacionárias no nível.

Por outro lado, ao se aplicar a primeira diferença em ambas as séries no nível, o valor da estatística τ foi superior, em módulo, aos valores críticos. Assim,

rejeita-se a hipótese de existência de raiz unitária a 10%, 5% e 1% de nível de significância. Dessa forma, conclui-se que ambas as séries são integradas de ordem um – $I(1)$.

Posteriormente, foi realizada a regressão cointegrante das séries. Assumindo que a variável dependente seja o logaritmo do preço da saca de soja em Sorriso (P_S) e que a independente seja o valor em Paranaguá (P_P), conforme apresentado na explanação sobre o mecanismo de formação de preço (do porto para a região produtora). A Figura 19 apresenta a dispersão dos dados, enquanto que a relação de equilíbrio de longo prazo, com o respectivo desvio padrão entre parênteses, é apresentada na Tabela 3.

Figura 19 - Regressão do logaritmo do preço da soja em Sorriso em função do logaritmo do preço de soja em Paranaguá no período de janeiro de 2004 a março de 2007

Fonte: Dados de pesquisa.

Tabela 3 - Regressão simples do logaritmo do preço da soja em Sorriso (P_S) em função do logaritmo do preço de soja em Paranaguá (P_P) no período de janeiro de 2004 a março de 2007 – equilíbrio de longo prazo

P_S	=	1,2366	P_P	-	0,9831
		(0,0253)			(0,0673)
		$R^2 = 0,7496$	$R^2 \text{ ajustado} = 0,7492$		

Fonte: dados de pesquisa (2014).

Essa é a relação de equilíbrio de longo prazo das séries, devendo ser avaliada a estacionariedade do seu resíduo. Realizando novamente o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), a Tabela 4 aponta que a estatística τ da série dos resíduos é menor que os valores críticos a 10% e 5%. Sendo assim, ao nível de significância de 5%, rejeita-se a hipótese nula de existência de raiz unitária e verifica-se que os resíduos são estacionários e, portanto, as séries de preços de Sorriso (MT) e Paranaguá (PR), pela metodologia de Engle-Granger (1987) são cointegradas no período analisado.

Tabela 4 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) dos resíduos da regressão da série de logaritmos de preços diária (US\$/sc 60 kg) de soja em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) entre janeiro de 2004 e março de 2007

Estatística	Valores Críticos			Resíduo	H ₀ : existência de raiz Unitária
	1%	5%	10%		
τ_1	-2,58	-1,95	-1,62	-1,99	Rejeita

Fonte: Dados de Pesquisa (2014).

Alternativamente à metodologia de Engle-Granger (1987), também foi analisada a cointegração das séries a partir de Johansen (1988). Os resultados dos testes são apresentados na Tabela 5. A estatística traço para o teste que tem como hipótese nula a existência de um ou menos vetores de cointegração não pode ser rejeitada (valor calculado menor que os valores críticos a 10%, 5% e 1%).

Ao analisar a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração ($r = 0$), verifica-se a mesma é rejeitada ao nível de significância de 5%. Dessa forma, existe um vetor de cointegração entre as variáveis, podendo-se dizer que as séries são cointegradas.

Tabela 5 - Resultados do teste de cointegração, pela metodologia de Johansen, das séries de logaritmos dos preços diários (US\$/sc 60 kg) de soja em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) entre janeiro de 2004 e dezembro de 2004

H ₀	Estatística Traço	Valores Críticos		
		10%	5%	1%
$r \leq 1$	6,30	6,50	8,18	11,65
$r = 0$	22,26	15,66	17,95	23,52

Fonte: Dados de Pesquisa (2014).

Conclui-se aqui que, em termos do modelo econômico do capítulo anterior, as estimativas da função:

$$\frac{P_P}{P_S} = \alpha P_P^\beta$$

são dadas por $\alpha = e^{0,9831} \cong 2,67$ e $\beta = 1 - 1,2366 = -0,2366$ para o período de janeiro de 2004 a março de 2007.

Assim, se considerar a média de preço em Paranaguá no período em análise de $P_P = \text{US\$ } 14,35$, então como $P_P^\beta = 14,35^{-0,2366} = 0,5325$ tem-se que $\frac{P_P}{P_S} = 2,67 * 0,5325 = 1,4218$. Ou seja, o correspondente preço em Sorriso $P_S = \frac{P_P}{1,4218} = \frac{14,35}{1,4218} = \text{US\$ } 10,09$. Esse valor se compara com a média observada de $P_S = \text{US\$ } 10,13$.

Notar ainda que a elasticidade de transmissão de preços de Paranaguá a Sorriso é de $(1 - \beta) = 1,2366$, estatisticamente maior que um. Então, nesse primeiro período, um aumento de 10% em Paranaguá resultaria em aumento de aproximadamente 12,4% no preço em Sorriso.

A cointegração das séries de preços da soja em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) para esse período pode ser considerada como um resultado esperado para esse estudo. Os preços locais na região mato-grossense estão vinculados ao porto paranaense, considerando a cotação verificada no porto menos os custos de transferência, dados pelo frete, da região de produção ao porto.

Esse é o preço que será recebido pelo produtor, dado que se considera que nesse período não foi verificada presença em 2004 e posteriormente (2005 a 2007) estavam se iniciando as atividades de escoamento pelo porto de Santarém (PA), que conforme apresentado no referencial teórico, geraria um menor custo de transferência, podendo alterar a dinâmica de transmissão de preços entre Paranaguá (PR) e Sorriso (MT). Essa hipótese será testada no próximo subitem, que considera o segundo período, de março de 2007 a dezembro de 2013, quando se intensificaram as movimentações de soja no porto paraense e considera o período após o potencial ponto de quebra estrutural apresentado pelo teste de Zivot e Andrews (1992).

4.4 Análise da cointegração das séries de preços de Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) – segundo período: março de 2007 a dezembro de 2013

Realizando o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), pelos critérios de Akaike (AIC), o número de defasagens considerados nos modelos para as duas séries nesse segundo período foi de 11. Pode ser verificado na Tabela 6 que apenas quando ambas as séries são diferenciadas uma vez, elas se tornam estacionárias, rejeitando-se a hipótese de presença de raiz unitária.

No caso das séries no nível, as análises de modelos com tendência e constante; com constante; e sem constante e sem tendência apresentaram valores estatísticos τ e ϕ inferiores, em módulo, dos valores críticos (5% e 10%). Sendo assim, em todos os casos não foi possível rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária. Portanto, verifica-se que ambas as séries são integradas de ordem 1 – I (1).

Tabela 6 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) da série de logaritmos dos preços diários (US\$/sc 60 kg) de soja em Paranaguá (PR) e Sorriso (MT) de março de 2007 a dezembro de 2013

MODELO	Estatística	Valores Críticos			Sorriso	Paranaguá	H ₀ : existência de raiz Unitária
		1%	5%	10%			
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$ (modelo com constante e tendência)	T_3	-3,96	-3,41	-3,12	-2,80	-2,80	Não Rejeita
	ϕ_3	8,27	6,25	5,34	4,36	4,33	Não Rejeita
$\Delta x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$ (modelo com constante)	T_2	-3,43	-2,86	-2,57	-2,73	-2,62	Não Rejeita
	ϕ_1	6,43	4,59	3,78	4,28	4,00	Não Rejeita
$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$ (modelo sem constante e tendência)	T_1	-2,58	-1,95	-1,62	0,83	0,88	Não Rejeita
$\Delta \Delta x_t$ (1ª Diferença)	T	-2,58	-1,95	-1,62	-13,97	-29,03	Rejeita

Fonte: dados de pesquisa (2014).

Observado o fato de as séries serem integradas de mesma ordem, realizou-se a regressão simples com os dados, sendo o logaritmo do preço em Sorriso (P_S) em função de Paranaguá (P_P). A dispersão dos valores é apresentada na Figura 20, enquanto que os coeficientes estimados são apresentados na Tabela 7.

Figura 20 - Regressão do logaritmo do preço da soja em Sorriso em função do logaritmo do preço de soja em Paranaguá no período de março de 2007 a dezembro de 2013

Fonte: Dados de pesquisa.

Tabela 7 - Regressão simples dos logaritmos do preço da soja em Sorriso (P_S) em função do logaritmo do preço de soja em Paranaguá (P_P) no período de março de 2007 a dezembro de 2013 – equilíbrio de longo prazo

P_S	=	1,1174	P_P	-	0,6372
		(0,0071)			(0,0234)
		$R^2 = 0,9369$	$R^2 \text{ ajustado} = 0,9368$		

Fonte: dados de pesquisa.

Considerando a análise da estacionariedade dos resíduos pelo teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), apresentado na Tabela 8, verifica-se que a estatística (-4,30) é superior, em módulo, aos valores críticos a 10%, 5% e 1%. Dessa forma, rejeita-se a hipótese nula de presença de raiz unitária, inclusive ao nível de 1% de significância, o que leva a concluir que as séries de preços em Paranaguá (PR) e Sorriso (MT) são cointegradas no período analisado.

Tabela 8 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) dos resíduos da regressão da série de logaritmos dos preços diária (US\$/sc 60 kg) de soja em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) entre março de 2007 e dezembro de 2013

Estatística	Valores Críticos			Resíduo	H_0 : existência de raiz Unitária
	1%	5%	10%		
T_1	-2,58	-1,95	-1,62	-4,30	Rejeita

Fonte: Dados de Pesquisa.

Assim como pela metodologia de Engle-Granger (1987), aplicando o método de Johansen (1988), apresentado na Tabela 9, verifica-se que as séries de preço em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) apresentam um vetor de cointegração. Pode ser observado que o teste aponta para uma estatística traço de 31,89 para a hipótese nula de $r = 0$ é rejeitada ao nível de significância de 1%.

Por outro lado, ao se testar a hipótese nula de r menor ou igual a 1, verifica-se que a estatística traço aponta que essa não pode ser rejeitada. Dessa forma, verifica-se que as duas séries apresentam um vetor de cointegração e são cointegradas.

Tabela 9 - Resultados do teste de cointegração, pela metodologia de Johansen, das séries de logaritmos dos preços diários (US\$/sc 60 kg) de soja em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) entre março de 2007 e dezembro de 2013

H ₀	Estatística Traço	Valores Críticos		
		10%	5%	1%
$r \leq 1$	6,42	6,50	8,18	11,65
$r = 0$	31,89	15,66	17,95	23,52

Fonte: Dados de Pesquisa.

Portanto, o que se verificou é que as séries de preços se mantiveram cointegradas no período. Constata-se, pois, que Sorriso (MT) continua integrada a Paranaguá (PR), esta como formadora de preço.

Conclui-se agora para esse segundo período, que em termos do modelo econômico do capítulo as estimativas da função:

$$\frac{P_P}{P_S} = \alpha P_P^\beta$$

são dadas por $\alpha = e^{0,6372} \cong 1,89$ e $\beta = 1 - 1,1174 = -0,1174$.

Assim, se for considerada a média de preço em Paranaguá no período de $P_P = \text{US\$ } 27,61$, então como $P_P^\beta = 27,61^{-0,1174} = 0,6774$ tem-se que $\frac{P_P}{P_S} = 1,89 * 0,6774 = 1,2802$. Ou seja, o correspondente preço em Sorriso seria de $P_S = \frac{P_P}{1,2802} = \frac{27,61}{1,2802} = \text{US\$ } 21,57$.

Notar ainda que a elasticidade de transmissão de preços de Paranaguá a Sorriso é de $(1 - \beta) = 1,1174$, estatisticamente maior que um. Então, nesse primeiro

período, um aumento de 10% em Paranaguá resultaria em aumento de 11,2% no preço em Sorriso.

Um resultado interessante que os testes de cointegração apresentaram, porém, foram as estimativas dos coeficientes da regressão da relação de equilíbrio de longo prazo. Foi observado que os dois períodos apresentaram diferentes elasticidades de transmissão de preços ($1 - \beta$). Nesse sentido, a próxima análise realizada é o teste de Chow para avaliar se, estatisticamente, os coeficientes da relação de longo prazo calculados são estáveis.

4.5 Teste de Chow para avaliação dos coeficientes da relação de longo prazo nos dois períodos analisados

Para o teste de Chow foi gerada uma estatística F considerando 2 graus de liberdade no numerador (considerando o intercepto) e 2.470 ($800 + 1674 - 2 * 2$) graus de liberdade no denominador. Foram testadas as estabilidades dos coeficientes da relação de longo prazo do primeiro período, dada por:

$$P_S = 1,2366P_P - 0,9831$$

E a do segundo é indicada por:

$$P_S = 1,1174P_P - 0,6372$$

onde P_S é o logaritmo do preço em Sorriso (MT) e P_P é o logaritmo do preço em Paranaguá (PR). A seguir, a Tabela 10 apresenta os resultados do teste com a estatística F gerada e os respectivos valores críticos a 10%, 5% e 1%.

Tabela 10 - Teste de Chow avaliando estabilidade das estimativas dos coeficientes das regressões lineares para os dois períodos

Estatística F	Valores Críticos			Valor-p
	10%	5%	1%	
20,304	2,300	3,000	4,610	$1,79 \cdot 10^{-9}$

Fonte: Dados de pesquisa.

A estatística F resultante do teste de Chow apresentou valor superior aos valores críticos. Dessa forma, se rejeita a hipótese nula de que as estimativas dos coeficientes são iguais. Isso significa que os coeficientes nas equações de transmissão de preços nos dois são estatisticamente diferentes, o que teria se dado, aceitas as argumentações apresentadas, em razão das exportações passarem a se

intensificar via Porto de Santarém (PA). Exame visual sugere que essas margens apresentaram tendência de redução no segundo período (Figura 21).

Figura 21 - Evolução da diferença relativa de preços entre Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) ao longo do tempo no primeiro período (janeiro/04 a março/07) e segundo período (março/07 a dezembro/13) e as respectivas tendências

Fonte: Dados de pesquisa.

4.6 Aplicação do modelo de correção de erros (VEC) no primeiro período – janeiro 2004 a março de 2007

Na sequência, são apresentadas as estimativas dos coeficientes de longo prazo do modelo VEC (Tabela 11). Os resultados apresentados referem-se à equação de cointegração normalizada, considerando a variável logaritmo do preço de Sorriso (P_S) como dependente (endógena), enquanto a variável logaritmo do preço de Paranaguá (P_P) foi considerada a variável explicativa (exógena).

Tabela 11 - Estimativa dos coeficientes de curto e de longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC) – primeiro período (janeiro de 2004 a março de 2007)

Variáveis	Estimativa dos coeficientes de longo prazo (β) - relações de cointegração
P_S	1,000000
P_P	-1,301843
Constante	1,169623

Fonte: Dados de pesquisa.

A aplicação do modelo de correção de erros no logaritmo das séries de preços em Sorriso (MT) – P_S – e Paranaguá (PR) – P_P – possibilitou obter como

resultado a função impulso-resposta. A partir dela, foram calculadas as elasticidades de impulso, apresentada na Figura 22. A figura mostra que a elasticidade de transmissão de preços de Paranaguá para Sorriso, nos primeiros dias é inferior à unidade, mas a seguir torna-se virtualmente igual à unidade.

Figura 22 - Elasticidade de impulso, referente a função impulso-resposta, de um choque na variável P_P – logaritmo do preço diário da soja (US\$/sc 60 kg) em Paranaguá – primeiro período (janeiro de 2004 a março de 2007)

Fonte: Dados de pesquisa.

Além da análise da elasticidade do impulso, foi verificada também a decomposição da variância dos erros de previsão, conforme apresentado na Tabela 12.

Tabela 12 - Decomposição da variância dos erros de previsão das séries do logaritmo de preços da soja em Paranaguá (P_P) e Sorriso (P_S) – primeiro período (janeiro de 2004 a março de 2007)

Período	Serie			
	Variação em P_S		Variação em P_P	
	P_S	P_P	P_S	P_P
1	0,765	0,235	0,000	1,000
2	0,636	0,364	0,001	0,999
3	0,554	0,446	0,001	0,999
4	0,497	0,503	0,000	1,000
5	0,466	0,534	0,000	1,000
6	0,441	0,559	0,000	1,000
7	0,422	0,578	0,000	1,000
8	0,406	0,594	0,000	1,000
9	0,393	0,607	0,000	1,000
10	0,380	0,620	0,000	1,000

Fonte: Dados de pesquisa.

Interessante verificar que variações em Paranaguá (PR) são integralmente explicadas devido a seus próprios choques, com influência de 100% no horizonte de 10 dias. Analisando-se, porém, as variações em P_S observa-se que em um momento inicial são explicadas em 75% pelos choques na própria série em Sorriso (MT). Ao passo que se estende o horizonte de análise, verifica-se que a série de Paranaguá (PR) passa a exercer cada vez maior influência sobre os movimentos de preços da série na região mato-grossense, alcançando patamares próximos a 60% em um período de 10 dias.

4.7 Aplicação do modelo de correção de erros (VEC) no segundo período – março 2007 a dezembro de 2013

As estimativas dos coeficientes de longo prazo do modelo VEC para o segundo período analisado são apresentados na Tabela 13. Assim como realizado anteriormente, a variável logaritmo do preço de Sorriso (P_S) foi tida como dependente (endógena), enquanto a variável logaritmo do preço de Paranaguá (P_P) foi considerada a variável explicativa (exógena).

Tabela 13 - Estimativa dos coeficientes de curto e de longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC) – segundo período (março de 2007 a dezembro de 2013)

Variáveis	Estimativa dos coeficientes de longo prazo (β) - relações de cointegração
P_S	1,000000
P_P	-1,166205
Constante	0,800838

Fonte: Dados de pesquisa.

Para o segundo período, a elasticidade do impulso (Figura 23) obtida a partir da função impulso-resposta. A figura mostra que a elasticidade de transmissão de preços de Paranaguá para Sorriso, nos primeiros dias é inferior à unidade, aumenta nos dias seguintes, mas permanece inferior à unidade até estabilizar-se.

Figura 23 - Elasticidade de impulso, referente a função impulso-resposta, de um choque na variável P_P – logaritmo do preço diário da soja (US\$/sc 60 kg) em Paranaguá – segundo período (março de 2007 a dezembro de 2013)

Fonte: Dados de pesquisa.

Assim como no período anterior, na análise do modelo desse segundo período, a decomposição da variância dos erros de previsão (Tabela 14) apresenta que os movimentos na série de Paranaguá (P_P) é praticamente integralmente explicada devido a seus próprios choques. A influência da própria variável nela mesma é próxima de 99% em horizonte de 10 dias, apresentando forte caráter de variável auto regressiva.

Tabela 14 - Decomposição da variância dos erros de previsão das séries do logaritmo de preços da soja em Paranaguá (P_P) e Sorriso (P_S) – segundo período (março de 2007 a dezembro de 2013)

Período	Serie			
	Variação em P_S		Variação em P_P	
	P_S	P_P	P_S	P_P
1	0,672	0,328	0,000	1,000
2	0,589	0,411	0,003	0,997
3	0,551	0,449	0,003	0,997
4	0,524	0,476	0,005	0,995
5	0,513	0,487	0,007	0,993
6	0,505	0,495	0,009	0,991
7	0,500	0,500	0,010	0,990
8	0,496	0,504	0,011	0,989
9	0,493	0,507	0,013	0,987
10	0,490	0,510	0,015	0,985

Fonte: Dados de pesquisa.

O comportamento da série em Sorriso (P_S) é semelhante ao verificado na análise anterior. Os movimentos nos primeiros períodos são explicados por choques na própria região produtora (67%), porém, quando se estende o horizonte de análise, verifica-se que a série de Paranaguá (P_P) passa a exercer maior influência sobre os movimentos de preços da série na região mato-grossense, atingindo 51% em 10 dias.

Estas análises permitem concluir que houve, de fato, mudança na formação de preço de Sorriso (MT) após a intensificação das exportações por Santarém (PA). Pela análise de decomposição de variância nota-se relativa redução da influência de Paranaguá (PR) nas mudanças de preços em Sorriso (MT). Porém, sua importância permanece elevada. Através da análise de impulsos, constata-se que as mudanças de preços em Paranaguá (PR) não são mais transmitidas integralmente (elasticidade unitária) a Sorriso (MT), mas em torno de 80%. Isso significa que, no segundo período, os preços de Sorriso (MT) não sofrem as mesmas oscilações que os de Paranaguá (PR), ou seja, tornaram-se menos voláteis. Como já se analisou anteriormente há indicações de que a margem tenha se reduzido percentualmente falando, ou seja, os dois preços se aproximaram ao mesmo tempo em que a volatilidade em Sorriso (MT) caiu.

5 CONCLUSÕES/CONSIDERAÇÕES FINAIS

O trabalho evidenciou pontos interessantes no que diz respeito à relação de preços de soja entre Sorriso (MT) e porto de Paranaguá (PR), dada a intensificação de escoamento do grão por portos do Norte do Brasil, com destaque a inserção de Santarém (PA) no período. Considerando a diferença relativa de preços entre essas duas regiões, foi identificado, através de teste de quebra estrutural, um potencial ponto de alteração no nível dessa série em 2007.

Dividindo as séries de preços em Sorriso (MT) e Paranaguá (PR), tomando como base esse ponto de quebra, foram feitas análises sobre o comportamento da relação entre elas. Nos dois períodos analisados, os resultados mostraram que as séries se mantiveram cointegradas.

Porém, alguns pontos relevantes puderam ser avaliados, entre os quais se destaca a alteração na elasticidade de transmissão de preços do porto para a região produtora de soja. No primeiro período, foi verificado que o preço em Sorriso (MT) se manteve cerca de 30% abaixo do porto. Já para o segundo período, essa diferença relativa se reduziu para patamar próximo a 22%. A aplicação do teste de Chow sobre os coeficientes das relações de longo prazo dos dois períodos confirmou estatisticamente essa alteração.

Outra análise que revelou alteração nas relações de preços entre Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) foi realizada através de modelagem VEC, dado que as séries nos dois períodos apresentam um vetor de cointegração. A decomposição da variância apontou que choques na variável Paranaguá (PR) explicavam 62% das variações de preços em Sorriso (MT) no primeiro período (anterior a quebra estrutural). Essa participação caiu para 51% na análise do segundo período.

As análises das elasticidades dos impulsos confirmam essa alteração, haja vista que no primeiro período choques em Paranaguá (PR) eram integralmente transmitidos a Sorriso (MT). Já no segundo período essa transmissão cai para patamares próximos a 80%.

As alterações nas relações de preços entre Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) podem ser uma evidência de impactos ocasionados pela inserção de uma nova rota de exportação, nesse trabalho considerado porto de Santarém (PA). O ano de 2007, no qual está incluído o potencial ponto de quebra estrutural e que serviu como referência para a divisão dos dois períodos analisados, foi aquele em que o porto

paraense teve percentualmente a maior participação nas exportações de soja mato-grossenses.

Nesse caso, observou-se que o nível de preços em Sorriso (MT) relativamente (percentualmente) se aproximou do de Paranaguá (PR). Essa análise pode ser explicada pelos aspectos de mecanismos de formação de preços apresentada no referencial teórico desse trabalho.

Foi verificado que a inserção de um novo porto para escoamento da produção, com preço superior e custo de transferência menor (simplificadamente o frete) eleva o nível de preços locais na região produtora. O fato dos preços de Sorriso (MT) e Paranaguá (PR) se manterem cointegrados no segundo período, mesmo com a alteração na relação de transmissão, pode ser justificado pelo fato de que o porto paraense, e os do Norte de forma geral, ainda não consegue absorver toda a exportação de soja mato-grossense. Sendo assim, parte significativa dos negócios de Mato Grosso (e da região de Sorriso) ainda é realizada pelos portos da região Centro Sul, o que justifica a integração com os preços de tais portos. Basicamente, seria como se a região de Sorriso (MT) estivesse no limite de mercado, mantendo integração de preços com ambos os portos.

A finalização das obras logísticas do país, com a conclusão da pavimentação da BR-163 no sentido à região Norte podem representar futuramente a perda da integração de preços entre Sorriso (MT) e Paranaguá (PR). Assim, caso esse novo cenário se confirme, pode ser gerada a demanda por outro indicador de preços no Porto de Santarém (PA), principalmente no que diz respeito à liquidação financeira dos mercados da região Médio Norte de Mato Grosso, importante região produtora do Brasil. Novas regiões produtoras de grãos localizadas em áreas setentrionais a essa região mato-grossense também poderiam demandar o uso de tal indicador para formação de preços.

Porém, somente fatores rodoviários não devem ser suficientes para essa alteração na formação de preços da soja. Um ponto necessário também é a questão de se expandir o porto de Santarém (PA), de forma que o mesmo possa escoar toda a produção proveniente do Médio Norte de Mato Grosso e regiões setentrionais à ela. Nesse sentido, enquanto houver necessidade de escoamento de soja por Paranaguá (PR), os preços locais de Sorriso (MT) devem seguir cointegrados, pelo menos em certos períodos, aos portos do Centro Sul do país. É fato que os produtores de regiões como a de Sorriso já se beneficiam das alternativas de

escoamento de produção e essa tendência poderá se fortalecer à medida que essas alternativas se solidificarem.

REFERÊNCIAS

AGÊNCIA NACIONAL DE TRANSPORTES AQUAVIÁRIOS. Porto de Santarém. Disponível em: <<http://www.antaq.gov.br/Portal/pdf/Portos/2012/Santarem.pdf>>. Acesso em: 17 jan. 2014.

BACHA, C. J. C.. **Economia e política agrícola no Brasil**. São Paulo: Atlas, 2004. 226 p.

BARROS, G. S. C.; MARQUES, P. V.; BACCHI, M. R. P.; CAFFAGNI, L. C. **Elaboração de indicadores de preços da soja**: um estudo preliminar. Piracicaba: ESALQ, Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, 1997. 89p.

BARROS, G. S. C.. **Economia da Comercialização Agrícola**. Piracicaba: CEPEA/LES-ESALQ/USP, 2011. 221p.

BARROS, B. Uma corrida aos terminais do Tapajós. **Valor Econômico**, São Paulo, 25 fev. 2014. Disponível em: <<http://www.valor.com.br/agro/3442436/uma-corrida-aos-terminais-do-tapajos>>. Acesso em: 07 jul. 2014.

BENDINELLI, W. E.; ADAMI, A. C. O.; MARQUES, P.V.; SOUZA, W. A. R.. Análise da dinâmica de preços entre os mercados futuros de soja do Brasil, China e Estados Unidos. In: CONFERÊNCIA EM GESTÃO DE RISCO E COMERCIALIZAÇÃO DE COMMODITIES. 2011, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Instituto Educacional BM&FBOVESPA, 2011. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/CGRCC/download/Mercados-Futuros-de-Soja-na-China.pdf>>. Acesso em: 12 jan. 2013.

BORGES, A.. Gigantes da logística descobrem Mirituba. **Valor Econômico**, São Paulo, 27 mar. 2013. Disponível em: <<http://www.valor.com.br/brasil/3062200/gigantes-da-logistica-descobrem-miritituba>>. Acesso em: 27 mar. 2013.

BRASIL. Ministério do desenvolvimento, indústria e comércio exterior. Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior via Internet (Aliceweb). Disponível em: <<http://alicesweb.desenvolvimento.gov.br/>>. Acesso em: 13 dez. 2013.

BRASIL. Ministério do Planejamento. 8º Balanço do PAC 2 – maio a agosto de 2013. Brasília, 2013. Disponível em: <<http://www.pac.gov.br/pub/up/relatorio/ffaff442f57973143fbd0a6c39b8ae69.pdf>>. Acesso em: 06 jan. 2014.

BRASIL. Ministério dos Transportes. Leilão da BR-163/MT – Resultado. Programa de investimento em logística. Brasília, 2013. Disponível em: <<http://www.transportes.gov.br/conteudo/95814>>. Acesso em: 06 jan. 2014.

CARDOSO, L. M. G.; WAQUIL, P. D.. Impacto econômico das alternativas para o escoamento da soja produzida em Mato Grosso. In: MONTROYA, M. A.; ROSSETO, C. R.. **Abertura econômica e competitividade no agronegócio brasileiro**: transporte, competitividade e impactos setoriais. Passo Fundo: UPF, 2002. v. 2, p. 39-62.

CASSUCE, F. C. C.; SANTOS, M. L.. Desvalorizações cambiais e captação de divisas: o caso brasileiro de soja em grão. **Organizações rurais & agroindustriais**, Lavras, vol. 7, n. 3, p. 298-311, 2005. Disponível em: <<http://200.131.250.22/revistadae/index.php/ora/article/viewArticle/188>>. Acesso em: 17 jul. 2013.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. **Indicador da Soja ESALQ/BM&FBovespa – Paranaguá**. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/soja/>>. Acesso em: 06 jan. 2014.

CHOW, G C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regression. **Econometrica**, Menasha, v. 28, p.591-605, 1960. Disponível em: <http://www.aae.wisc.edu/aae637/handouts/chow_test_article.pdf>. Acesso em: 16 jul. 2014.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. Produtos e Serviços. Safras (Séries Históricas). Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1252&t=2>>. Acesso em: 18 jan. 2014.

_____. Corredores de escoamento da produção agrícola – Corredor da BR-163. Brasília, 2007. Disponível em: <http://www.conab.gov.br/conabweb/download/nupin/Corredor_Escoamento%20BR163.pdf>. Acesso em: 20 jan. 2014.

CONSULTORIA PAULISTA DE ESTUDOS AMBIENTAIS. RIMA: Relatório de Impacto Ambiental. São Paulo, 2010. Disponível em: <http://www.cargill.com.br/wcm/groups/public/@csf/@brazil/documents/document/cargill_brasil_rima.pdf>. Acesso em: 20 jan. 2014.

COSTA, F. G.; CAIXETA-FILHO, J. V.; ARIMA, E.. Influencia do transporte no uso da terra: o caso da logística de movimentação de grãos e insumos na Amazônia Legal. In: CAIXETA-FILHO, J. V.; GAMEIRO, A. H.. **Transporte e logística em sistemas agroindustriais**. São Paulo: Atlas, 2001. p. 21-39.

CUNHA, M. S.. Distribuição espacial e competitividade na agropecuária brasileira. In: MONTOYA, M. A.; ROSSETO, C. R.. **Abertura econômica e competitividade no agronegócio brasileiro**: impactos regionais e gestão estratégica. Passo Fundo: UPF, 2002. v. 1, p. 97-112.

DOHLMAN, E.; SCHNEPF, R.; BOLLING, C.. Soybean Production Costs and Export Competitiveness in the United States, Brazil, and Argentina. In: _____. **Agriculture in Brazil and Argentina**: Developments and Prospects for Major Field Crops. Washington: USDA, 2001. chap. 5, p. 53-60.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Séries**. New York: John Wiley & Sons, 2004. 448p.

FOOD AND AGICULTURAL POLICY RESEARCH INSTITUTE. FAPRI-ISU 2011 World Agricultural Outlook Database. **Iowa State University**, May 2011. Disponível em: <<http://www.fapri.iastate.edu/tools/outlook.aspx>>. Acesso em: 14 dez. 2012.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 846p.

HIJJAR, M. F. **Logística, soja e comércio internacional**. 2004. Disponível em: <<http://www.cel.coppead.ufrj.br>>. Acesso em: 16 jul. 2013.

IKEDA, V. Y. ; OSAKI, M. ; ALVES, L. R. A. ; LEIBOLD, K. L. . Análise do escoamento de soja no Brasil e nos Estados Unidos da América. In: 49 CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 49., 2011, Belo Horizonte. **Anais...** Brasília: Sober, 2011. 1 CD-ROM.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. IBGE – Produção Agrícola Municipal. **Sistema IBGE de Recuperação Automática (Sidra)**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/protabl.asp?c=1612&z=t&o=1&i=P>>. Acesso em: 23 jan. 2012.

MAFIOLETTI, R. L.. **Formação de preços na cadeia agroindustrial da soja na década de 90**. 2000. 95 p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2000.

MARGARIDO, M. A.; SOUZA, E. L. de.. Formação de preços da soja no Brasil. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 36., 1998, Poços de Caldas. **Anais...** Brasília : Sober, 1998. 1 CD-ROM.

MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; FERNANDES, J. M.. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja. **Pesquisa e debate**, São Paulo, v. 12, n. 2 (20), p. 5-40. 2001.

MARTINS, R. S.; MARTINS, P. C.. Infra-estrutura de transporte e a dinâmica da competitividade regional: discussão do caso brasileiro. In: MONTOYA, M. A.; ROSSETO, C. R.. **Abertura econômica e competitividade no agronegócio brasileiro**: transporte, competitividade e impactos setoriais. Passo Fundo: UPF, 2002. v. 2, p. 11-38.

MORAES, M.. **Prêmio de exportação da soja brasileira**. 2002. 90 p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.

MORALES, P. R. G. D., D'AGOSTO, M. A. e SOUZA, C. D. R. Otimização de rede intermodal para o transporte de soja do norte do Mato Grosso ao porto de Santarém. **Journal of Transport Literature**, Manaus, v. 7, n. 2, p. 29-51, 2013.

MUELLER, C. C.. Políticas governamentais e a expansão recente da agropecuária no Centro-Oeste. **Planejamento e Políticas Públicas**. Brasília, n. 3, p. 45-74. 1990.

PIRES, M.O. Programas agrícolas na ocupação do cerrado. **Sociedade e Cultura**, v. 3, 2000. Disponível em: <<http://redalyc.uaemex.mx/src/inicio/ArtPdfRed.jsp?iCve=70312129007>>. Acesso em: 18 jan. 2013.

PLA, J. V. J. A.; SALIB, S. Infra-Estrutura de Transporte e Potencialidade Agrícola do Brasil. **Indicadores Econômicos**, Porto Alegre, v. 31, n. 3, p. 119-134, nov. 2003. Disponível em: <http://revistas.fee.tche.br/index.php/indicadores/article/view/216>>. Acesso em: 10 jul. 2013.

PRATES, D. M.. A alta recente dos preços das commodities. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 27, n. 3 (107), p.323-344, 2007.

REIS, J. D. dos; BRUNETTI, L.; CRUZ JUNIOR, J. C.; ZILLI, J. B. Custo ótimo de transporte rodoviário das principais regiões produtoras de soja aos principais portos do Brasil. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL 46., 2008, Rio Branco, **Anais...** Brasília: Sober, 2008. 1 CD-ROM.

RIPOLL, F. G. Proposta de uma análise logística no agronegócio como fator competitivo para a distribuição e comercialização da soja em grão no Estado de Mato Grosso. **Custos e @gronegócio on line**, Recife, v. 8, n. 1, p. 43-70, mar. 2012. Disponível em: <http://www.custoseagronegocioonline.com.br/numero1v8/soja.pdf>>. Acesso em: 23 nov. 2012.

SILVA, F. M. da; MACHADO, T. de A.. Transmissão de preços da soja entre o Brasil e os Estados Unidos no período de 1997 a 2007. **Revista Economia e Desenvolvimento**, Santa Maria, n. 21, p. 86-103, 2009.

SILVA, E. P.. **Arranjos e sistemas produtivos e inovativos locais em Mato Grosso: o caso da soja no município de Sorriso**. 2010. 247 p. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de economia, Programa de Pós-graduação em agronegócios e desenvolvimento regional, Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, 2010.

TAVARES, C. E. C.. **Fatores críticos à competitividade da soja no Paraná e no Mato Grosso**. Brasília: Conab, 2004. Disponível em: <http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/74f269479f1f6d9ee40fb9a161eb1237..pdf>. Acesso em: 19 jul. 2013.

TRIBUNAL REGIONAL FEDERAL. TRF-1 – Embargos de declaração nos embargos de declaração NO AG : EDEDAG 9030 PA 2000.01.00.009030-4. Disponível em: <http://trf-1.jusbrasil.com.br/jurisprudencia/2251252/embargos-de-declaracao-nos-embargos-de-declaracao-no-ag-ededag-9030-pa-20000100009030-4>>. Acesso em: 20 jan. 2014.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. **Developments in Brazil's Northern Ports Move Forward with Favorable Long-Term Implications for Brazilian Agricultural Competitiveness**. Foreign Agricultural Service, 2012. Disponível em: <http://www.brazilintl.com/agsectors/infrastructure/ports/images-ports/DevPortsNE-120718.pdf>>. Acesso em: 17 jan. 2014.

_____. Foreign Agriculture Service (FAS). **Production, Supply, and Distribution (PS&D)**. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/psdonline/>> Acesso em: 21 jan. 2014.

_____. **Soybean Transportation Guide: Brazil 2011**. Agricultural Marketing Service, 2012. Disponível em: <http://www.ams.usda.gov/AMSV1.0/getfile?dDocName=STELPRDC5098677>. Acesso em: 07 dez. 2012.

WORKING, H.. Hedging reconsidered. **Journal of Farm Economics**, Menasha, v. 35, n. 4, pp. 544-561, nov. 1953. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1233368>>. Acesso em: 05 nov. 2012.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K.. Further evidence on the Great Crash, the Oil-Price shock, and the Unit Root hypothesis. **Journal of Business & economic statistics**. Boston, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.