

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

JARDEL FELIPE DA CUNHA

**A INFLUÊNCIA DA TAXA DE CÂMBIO, PREÇO FUTURO NA BOLSA DE
CHICAGO E DO PRÊMIO NO PORTO DE PARANAGUA NA FORMAÇÃO DO
PREÇO DA SOJA NO BRASIL**

CURITIBA

2019

JARDEL FELIPE DA CUNHA

**A INFLUÊNCIA DA TAXA DE CÂMBIO, PREÇO FUTURO NA BOLSA DE
CHICAGO E DO PRÊMIO NO PORTO DE PARANAGUA NA FORMAÇÃO DO
PREÇO DA SOJA NO BRASIL**

Monografia apresentada ao curso de Graduação em Ciências Econômicas, setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Marcos Minoru Hasegawa

CURITIBA
2019

TERMO DE APROVAÇÃO

JARDEL FELIPE DA CUNHA

A INFLUÊNCIA DA TAXA DE CÂMBIO, PREÇO FUTURO NA BOLSA DE CHICAGO
E DO PRÊMIO NO PORTO DE PARANAGUA NA FORMAÇÃO DO PREÇO DA
SOJA NO BRASIL

Monografia apresentada ao curso de Graduação em Ciências Econômicas, setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Prof. Dr. Marcos Minoru Hasegawa
Orientador - Departamento de Economia, UFPR

Prof. Maurício Vaz Lobo Bittencourt
Departamento de Economia, UFPR

Prof. Armando Vaz Sampaio
Departamento de Economia, UFPR

Curitiba, 14 de novembro de 2019

Agradeço primeiramente à Deus por me dar forças e oportunidades nos momentos em que pensei em desistir. Dedico esse trabalho aos meus amados pais, que dedicaram suas vidas para educar a mim e meus irmãos, e deram todo suporte possível para eu conseguir alcançar os meus objetivos. Agradeço a todos os professores da Universidade Federal do Paraná que se esforçaram para me transformar em um economista que carregará o nome dessa universidade, principalmente ao professor Marcos Hasegawa, que deu o suporte para eu concluir esse trabalho. Agradeço à Agrinvest Commodities pelos ensinamentos de mercado que obtive no período que trabalhei lá, e que me tornaram o profissional que sou hoje. Agradeço aos meus amigos da faculdade que fizeram essa jornada um pouco mais fácil.

Jardel Felipe da Cunha

RESUMO

O trabalho tem como objetivo analisar a cointegração dos elementos de formação do preço da soja proposto pela literatura e o preço praticado nas praças produtoras de soja no Brasil. Esses elementos são o preço futuro na bolsa de Chicago, a taxa de câmbio do dólar e preço do prêmio no porto de Paranaguá. Também analisa a cointegração entre o prêmio no porto de Paranaguá com o prêmio teórico nas praças brasileiras. Para análise foram coletados preços diários de todas as variáveis entre o período de 03 de janeiro de 2011 e 28 de setembro de 2018. Primeiramente foram testados a presença de estacionariedade nas séries analisadas. Para isso, foram aplicados o teste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e o teste *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS). Na sequência foi aplicado o teste de cointegração de Engle Granger para verificarmos a presença de relação de longo prazo nas séries temporais. Os testes buscaram verificar a relação do tripé de formação de preço, colocando cada variável de forma individual e combinadas. Buscou-se entender a efetividade dos mecanismos de hedge em bolsa no controle de risco na comercialização da soja. Conseguimos concluir que somente o tripé de formação de preço combinado, formando o preço de paridade de exportação, tem uma relação de longo prazo com os preços da soja no Brasil, e que o hedge do câmbio e dos preços da soja na bolsa de Chicago ainda deixa o produtor exposto as oscilações do prêmio da soja, que reflete os fundamentos de oferta e demanda locais. Deixamos proposto um futuro estudo em cima da previsibilidade e sazonalidade dos prêmios a fim de otimizar os melhores momentos de aplicar o hedge em bolsa e captar o melhor prêmio na comercialização da soja.

Palavra-chave: Formação do preço da soja. Prêmios da soja. Futuros da soja na Bolsa de Chicago.

ABSTRACT

The objective of this work is to analyze the cointegration of the soybean price formation elements proposed in the literature and the price practiced in soybean producing areas in Brazil. These elements are the future price on the Chicago stock exchange, the dollar exchange rate and the price of the premium in the port of Paranaguá. It also analyzes the cointegration between the price in the port of Paranaguá with the theoretical price in the Brazilian squares. For the analysis, daily prices of all variables were collected between January 03, 2011 and September 28, 2018. First, we tested the presence of stationarity in the series analyzed. For this, the Augmented Dickey-Fuller (DFA) test and the *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS) test were applied. Then the Engle Granger cointegration test was applied to verify the presence of long-term relationship in the time series. The tests sought to verify the relationship of the tripod of price formation, placing each variable individually and combined. The aim of this study was to understand the effectiveness of stock market hedge mechanisms in the control of risk in soybean commercialization. We can conclude that only the tripod of combined price formation, forming the export parity price, has a long-term relationship with soybean prices in Brazil, and that the hedge of the exchange rate and soybean prices on the Chicago stock exchange leaves the producer exposed to the oscillations of the soybean premium, which reflects the fundamentals of local supply and demand. We propose a future study on the predictability and seasonality of the premiums in order to optimize the best times to apply the hedge in the stock market and to capture the best premium in the commercialization of soybean.

Keyword: Soybean price formation. Soybean Premium. Soybean futures on the Chicago Board of Trade.

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 - EVOLUÇÃO DO PREÇO FUTURO CONTÍNUO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO.....	29
GRÁFICO 2 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO DA SOJA NEGOCIADO ENTRE AS TRADINGS	29
GRÁFICO 3 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DÓLAR DIVULGADO PELO BANCO CENTRAL DO BRASIL (PTAX), ENTRE 2011 E 2018. VALORES EM REAIS POR DÓLAR.....	30
GRÁFICO 4 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA NAS PRAÇAS DE PARANAGUÁ, MARINGÁ, DOURADOS E SORRISO, EM REAIS POR SACAS, ENTRE 2011 E 2018. VALORES EM REAIS POR SACAS.....	31
GRÁFICO 5 - EVOLUÇÃO DO PREÇO FUTURO CONTÍNUO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO EM DÓLARES POR BUSHEL (CBOT) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACAS (PARANAGUA), ENTRE 2011 E 2018.....	32
GRÁFICO 6 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO DA SOJA NEGOCIADO ENTRE AS TRADINGS NO PORTO DE PARANAGUÁ EM DÓLARES POR BUSHEL (BASIS) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACAS (PARANAGUA), ENTRE 2011 E 2018.	33
GRÁFICO 7 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DÓLAR DIVULGADO PELO BANCO CENTRAL DO BRASIL EM REAIS POR DÓLAR (PTAX) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACAS (PARANAGUA), ENTRE 2011 E 2018.....	34
GRÁFICO 8 - EVOLUÇÃO DO PREÇO FUTURO CONTÍNUO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO EM REAIS POR SACAS (CBOTPTAX) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACAS (PARANAGUA), ENTRE 2011 E 2018.....	35
GRÁFICO 9 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO DA SOJA NEGOCIADO ENTRE AS TRADINGS NO PORTO DE PARANAGUÁ EM REAIS POR SACAS (BASISPTAX) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACAS (PARANAGUA), ENTRE 2011 E 2018.	36

GRÁFICO 10 - EVOLUÇÃO DO PREÇO FUTURO CONTÍNUO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL (CBOTBASIS), VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA (PARANAGUA), ENTRE 2011 E 2018.....	36
GRÁFICO 11 - EVOLUÇÃO DO PREÇO FUTURO CONTÍNUO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA (CBOTBASISPTAX), VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA (PARANAGUA), ENTRE 2011 E 2018	37
GRÁFICO 12 - EVOLUÇÃO DO PREÇO FUTURO CONTÍNUO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA (CBOTBASISPTAX), VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM MARINGÁ EM REAIS POR SACA (MARINGA), ENTRE 2011 E 2018.....	38
GRÁFICO 13 - EVOLUÇÃO DO PREÇO FUTURO CONTÍNUO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA (CBOTBASISPTAX), VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM DOURADOS EM REAIS POR SACA (DOURADOS), ENTRE 2011 E 2018.....	38
GRÁFICO 14 - EVOLUÇÃO DO PREÇO FUTURO CONTÍNUO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA (CBOTBASISPTAX), VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM SORRISO EM REAIS POR SACA (SORRISO), ENTRE 2011 E 2018.....	39
GRÁFICO 15 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO DA SOJA NEGOCIADO ENTRE AS TRADINGS NO PORTO DE PARANAGUÁ (BASIS) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ (BASISPARANAGUA), ENTRE 2011 E 2018. VALORES EM DÓLARES POR BUSHEL.....	40
GRÁFICO 16 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO DA SOJA NEGOCIADO ENTRE AS TRADINGS NO PORTO DE PARANAGUÁ (BASIS) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO TEÓRICO	

	DA SOJA EM MARINGÁ (BASISMARINGA), ENTRE 2011 E 2018. VALORES EM DÓLARES POR BUSHEL.	40
GRÁFICO 17 -	EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO DA SOJA NEGOCIADO ENTRE AS TRADINGS NO PORTO DE PARANAGUÁ (BASIS) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM DOURADOS (BASISDOURADOS), ENTRE 2011 E 2018. VALORES EM DÓLARES POR BUSHEL.	41
GRÁFICO 18 -	EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO DA SOJA NEGOCIADO ENTRE AS TRADINGS NO PORTO DE PARANAGUÁ (BASIS) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM SORRISO (BASISSORRISO), ENTRE 2011 E 2018. VALORES EM DÓLARES POR BUSHEL.	41
GRÁFICO 19 -	PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM MARINGÁ/PR ENTRE OS ANOS DE 2014 E 2018, EM CENTS/BUSHEL.	44
GRÁFICO 20 -	PRÊMIO TEÓRICO MÉDIO, MÍNIMO E MÁXIMO DA SOJA EM MARINGÁ/PR ENTRE OS ANOS DE 2014 E 2018, EM CENTS/BUSHEL.	44
GRÁFICO 21 -	RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA.	51
GRÁFICO 22 -	RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA EM MARINGÁ EM REAIS POR SACA.	52
GRÁFICO 23 -	RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL	

DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA EM DOURADOS EM REAIS POR SACA.	52
GRÁFICO 24 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA EM SORRISO EM REAIS POR SACA.	53
GRÁFICO 25 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL.....	54
GRÁFICO 26 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM MARINGÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL.	54
GRÁFICO 27 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM DOURADOS, EM DÓLARES POR BUSHEL.	55
GRÁFICO 28 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM SORRISO, EM DÓLARES POR BUSHEL.....	55
GRÁFICO 29 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO FUTURO DA SOJA EM CHICAGO, EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA.....	56

GRÁFICO 30 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO EM PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA.	57
GRÁFICO 31 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DO DÓLAR EM REAIS, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA.	57
GRÁFICO 32 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO FUTURO DA SOJA EM CHICAGO SOMADO AO PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO EM PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA.	57
GRÁFICO 33 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO FUTURO DA SOJA EM CHICAGO, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA.	58
GRÁFICO 34 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA.	59

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - FORMAÇÃO DO PREÇO DA SOJA NOS PORTOS BRASILEIROS PELA ÓTICA DO EXPORTADOR.....	24
TABELA 2 - CÁLCULO DO BASIS TEÓRICO DA SOJA NA PRAÇA DE SORRISO/MT.	25
TABELA 3 - TESTE DE RAÍZ UNITÁRIA EM NÍVEL.....	43
TABELA 4 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA.	45
TABELA 5 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA.	45
TABELA 6 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DO DÓLAR EM REAIS POR DÓLAR, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA.....	45
TABELA 7 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA.	46
TABELA 8 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA.	46
TABELA 9 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL	

DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM REAIS	46
TABELA 10 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR	46
TABELA 11 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA EM MARINGÁ EM REAIS POR SACA.	47
TABELA 12 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA EM DOURADOS EM REAIS POR SACA.	47
TABELA 13 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA EM SORRISO EM REAIS POR SACA.	47
TABELA 14 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM DÓLARES POR BUSHEL.....	47
TABELA 15 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL	

DEPENDENTE O PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM MARINGÁ EM DÓLARES POR BUSHEL.	48
TABELA 16 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM DOURADOS EM DÓLARES POR BUSHEL.	48
TABELA 17 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM SORRISO EM DÓLARES POR BUSHEL.	48
TABELA 18 - TESTE DE RAÍZ UNITÁRIA PARA OS RESÍDUOS DAS REGRESSÕES, VERIFICANDO A EXISTÊNCIA OU NÃO DA RELAÇÃO DE COINTEGRAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS DUAS A DUAS.....	50

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	17
2 REVISÃO DE LITERATURA	18
3 METODOLOGIA	23
3.1 Base de Dados	23
3.2 Teste de Raiz Unitária	26
3.3 Teste de Cointegração	27
4 RESULTADOS E DISCUSSÕES	28
4.1 Apresentação dos dados analisados	28
4.2 Apresentação dos testes	42
4.2.1 Teste de Raiz Unitária	42
4.2.2 Teste de Cointegração	45
5 CONCLUSÃO	59
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	62
APÊNDICE – APRESENTAÇÃO DOS TESTES ECONÔMICOS	64

1 INTRODUÇÃO

A soja é uma importante commodity para economia brasileira, movimentando uma enorme cadeia de produção, não somente no setor de agricultura, mas também nos setores de serviços e indústria, onde gera emprego e renda para milhares de famílias. O Brasil exerce um papel essencial no fornecimento global do grão de soja. Segundo os dados do Departamento de Agricultura dos EUA (USDA), o Brasil foi o segundo maior produtor de soja no mundo na temporada 18/19, produzindo 117 milhões de toneladas, e o maior exportador de soja do mundo, exportando 75,8 milhões de toneladas na mesma temporada. Dessa forma, além da importância de se entender e aperfeiçoar o processo produtivo dessa commodity, devemos entender a sua comercialização e os fatores que influenciam no seu processo de formação de preço.

O presente trabalho pretende analisar a relação dos preços futuros da soja negociados na bolsa de Chicago, dos prêmios FOB (free on board) negociados no porto de Paranaguá/PR, e da taxa de câmbio PTAX, divulgada pelo Banco Central do Brasil, sobre os preços em algumas das principais praças brasileiras de soja (Paranaguá/PR, Maringá/PR, Dourados/MS e Sorriso/MT). Através disso, verifica-se a eficiência dos mecanismos de bolsa para trava de preço e controle de risco na comercialização do grão, conhecido como *hedge*.

Segundo Hull (2009), *hedge* é uma operação futura contrária a posição presente, com o objetivo de minimizar o risco financeiro de possíveis oscilações de preços de um determinado ativo. Dessa forma, se o produtor rural possui o grão de soja armazenado, ele possui uma posição comprada no mercado físico. Para ele realizar um controle de risco de preço, ele pode fazer o hedge da sua posição comprada, vendendo a soja no mercado futuro. O mesmo pode ser feito por um comerciante que vendeu uma soja para entrega futura sem ter comprado o grão no mercado físico. Dessa forma, ele reduz o risco da sua posição vendida, fazendo uma compra de soja no mercado futuro.

O critério de escolha das praças brasileiras para análise do trabalho foi a importância regional na produção do grão, como também a importância no escoamento para as exportações brasileiras. As praças de Sorriso/MT, Dourados/MS e Maringá/PR são uma das principais regiões produtoras de soja no Brasil e Paranaguá possui um dos portos com maior participação na exportação da soja no

Brasil. Além disso, procura-se analisar o processo de formação de preço da soja sobre praças de diferentes estados.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Segundo ARAUJO (2017) é essencial entender os fatores de formação do preço do grão para efetivar uma boa comercialização. O autor revela a formação de preço da soja através de 3 fatores, na qual serão abordados nesse trabalho: preços futuros na CBOT, prêmio da soja (*basis*) e o câmbio.

Hull (2009, p. 1) explica que “o *contrato futuro* é um acordo para comprar ou vender um ativo em determinada data no futuro a preço previamente estabelecido.

A bolsa de Chicago conhecida como CBOT (Chicago Board of Trade), foi fundada em 1848 a fim de facilitar o encontro entre compradores e vendedores. No início, a função principal era padronizar os produtos negociados em termos de qualidade e quantidades negociadas. Porém alguns anos depois foi desenvolvido o primeiro contrato futuro de mercadorias. (HULL, 2009).

A Bolsa de Chicago (CBOT) nos EUA é considerada a principal referência de preço para o milho e a soja. Os preços negociados nos contratos futuros têm como base os preços dos grãos negociados na cidade de Chicago e em regiões próximas. Os preços praticados em contratos fora do ambiente de bolsa, como nos portos exportadores e importadores têm como referência os contratos futuros negociados na CBOT. (ARAUJO, 2017).

O preço futuro da soja é um reflexo do valor do grão em um local de entrega neutro. Lorton e White definem da seguinte forma:

The futures price is a reflection of the value of grain at a neutral delivery point and is based on the futures transactions of buyers and sellers around the country. Cash grain buyers use the futures as a benchmark to determine what price they can competitively pay for cash grain locally. They start with the futures price and then adjust for transportation and handling costs and factor in local supply and demand. (Lorton e White, 2010, pg. 4).

Lorton e White (2010) ainda reforça que contratos futuros são uma vinculação de compra e venda entre duas partes a um preço mutuamente acordado, através de uma bolsa de futuros regulamentada. Os contratos futuros são padronizados em termos de quantidade, qualidade, vencimento e prazo de entrega,

exceto o preço, na qual será acordado entre as partes dentro do ambiente da bolsa de futuros, colocando ao público o preço em que a oferta encontra a demanda, ou vice e versa.

A execução dos contratos futuros pode ocorrer em ambiente físico de bolsa em pregão viva voz, através de um corretor, ou em ambiente informatizado, onde as ordens são executadas eletronicamente. Após a execução, os contratos acordados são enviados para uma câmara de compensação, responsável por garantir as obrigações financeiras entre as partes. (LORTON e WHITE, 2010).

A liquidação dos contratos pode ser feita de duas formas: através da entrega ou recebimento do produto físico, quando os contratos entram no período de entrega; ou as partes podem liquidar os contratos através de compensação financeira, sem envolver o produto físico. Um contrato em posição comprada em bolsa pode ser liquidado com uma venda de futuro, e um contrato em posição vendida em bolsa pode ser liquidado comprando um contrato futuro, zerando a posição na câmara de compensação. (LORTON e WHITE, 2010).

O preço da soja em reais por saca nos portos brasileiros de exportação, e em regiões produtoras - como no Mato Grosso, Mato Grosso do sul, Goiás, Paraná e Rio Grande do Sul – é determinado a partir de um ágio ou deságio sobre a cotação de preços futuros em um determinado mês de vencimento na CBOT. No Brasil, esse ágio ou deságio, é conhecido como prêmio. No mercado internacional a diferença preço entre mercado físico mercado de futuros em Bolsa de Mercadorias é denominado “*basis*”. Esse prêmio é determinado pelo balanço de oferta e demanda de cada região. Já os preços futuros da soja na CBOT, refletem o quadro de oferta e demanda global. (ARAUJO, 2017).

Lorton e White (2010, p. 5, tradução nossa) afirma que “*basis* é a diferença entre o preço local e os preços futuros. O *basis* pode ser abaixo, acima ou igual aos futuros, dependendo dos fatores locais.”

De acordo com Lorton e White (2010), é extremamente importante conhecer o prêmio das regiões, pois os mercadores de grãos negociam levando em consideração somente o prêmio local, desconsiderando o preço integral do grão.

O prêmio varia de região para região, de acordo com os fatores locais de oferta e demanda. Normalmente regiões onde produção é mais forte e o consumo do grão é menor, o prêmio local tende a ser menor do que regiões em que a concentração de consumo do grão é maior a produção local. (LORTON e WHITE, 2010).

Moraes (2002) define o prêmio nos portos como um valor negociado entre as tradings – empresas que atuam na importação e exportação do grão e seus derivados. As tradings que atuam como importadoras, comprando o grão no país de origem, buscam fechar seus contratos de compra de prêmio no menor valor possível. Já as tradings que atuam na exportação, vendendo o grão nos portos brasileiros, desejando fechar seus contratos de prêmio no maior valor possível. Dessa forma, o valor do prêmio oscila de acordo com a oferta e demanda no mercado entre as tradings.

Segundo Mankiw (2005, p. 685), “a taxa de câmbio nominal é a taxa à qual uma pessoa pode trocar a moeda de um país pela de outro”.

Essa relação entre duas moedas de países diferentes, denomina taxa de câmbio, reflete o custo de uma moeda em relação à outra. No caso do Real e Dólar, a taxa de câmbio indica quantos reais são necessários para compra um dólar. Essa relação de preço, assim como no caso das commodities, está sujeita aos fatores de oferta e demanda de cada moeda. (ARAUJO, 2017).

Na realidade de um sojicultor brasileiro, quando o dólar está valorizado, ou seja, precisa de uma quantidade maior de reais para comprar um dólar, o produtor tem uma maior receita em reais, dado que o câmbio faz parte da formação do preço do grão. Nesse caso, há um incentivo ao produtor brasileiro vender a soja para exportação, tornando o Brasil mais competitivo no mercado internacional. Por esse motivo, um dólar valorizado repercute negativamente nos preços da soja futura na CBOT, que reflete a realidade local. No caso do prêmio, o impacto também é negativo, como o produtor receberá mais em reais com um dólar valorizado, lhe permite oferecer um prêmio menor na exportação, compensando parte da alta do dólar. (ARAUJO, 2017).

MARGARIDO e SOUSA (1998) procura analisar a transmissão de preços dos contratos futuros na CBOT sobre os preços da soja no estado do Paraná, utilizando cotações mensais entre os períodos de 1987 e 1997. Como método, utiliza o teste de séries temporais desenvolvidas por Box, Jenkins e Reinsel. O trabalho conclui que existe uma transmissão parcial de preços que ocorrem sem defasagens. As possíveis causas da transmissão parcial é a competitividade entre os consumidores domésticos e o mercado de exportação.

MAFIOLETTI (2000) se propõe identificar possíveis alterações no processo de formação de preço da soja que podem ter ocorrido após a década de 90. Para isso, tenta determinar a relação entre preços do mercado interno e externo e também

mensurar a transmissão da variação de preços entre várias regiões relevantes do mercado interno. As análises são feitas a partir de modelo econométricos com séries temporais de janeiro de 1980 a dezembro de 1989 e janeiro de 1990 a dezembro de 1999. O estudo conclui que na década de 90 a transmissão de preços do mercado internacional (Chicago) para os preços internos, foi mais intenso que na década de 80, confirmando a relação causal entre preços internacionais com o mercado interno.

MORAES (2002) busca entender os mecanismos de formação dos prêmios da soja no Porto de Paranaguá, e o seu padrão sazonal. Também procura determinar qual vencimento de contrato futuro na bolsa de Chicago e prêmio estão mais relacionados com os preços internos. São realizados testes de causalidade para identificar as variáveis explicativas dos prêmios. Como resultado, o estudo conclui que o prêmio tem relação causal com o prêmio defasado do grão, o prêmio do óleo de soja, o prêmio do farelo de soja e o percentual exportado através do porto de Paranaguá. Em relação aos preços na bolsa de Chicago, os contratos futuros com primeiro vencimento apresentam a maior elasticidade de transmissão de preços aos prêmios na exportação.

SANTOS (2003) busca observar as variações nos preços da soja em grãos, farelo de soja e óleo de soja, nas praças do Rio Grande do Sul, Paraná, São Paulo e Mato Grosso, durante o período de 1995 e 2002, comparando com a evolução dos preços praticados na bolsa de Chicago. O trabalho tenta identificar a relação linear entre as variáveis, verificando a correlação entre os produtos, e também a influência de preço dos contratos futuros na CBOT sobre o processo de formação de preço nas praças selecionadas. É identificado a relação entre os preços praticados internamente e os preços no mercado internacional, não somente para a soja em grãos, mas também para seus derivados, o farelo e o óleo de soja.

MATTOS e GARCIA (2004) investigam a relação entre preços da soja no mercado físico no Brasil com os preços dos contratos futuros negociados em bolsa, buscando o efeito das atividades de negociação sobre o mecanismo dos mercados futuros. Na análise econométrica, é usado Johansen e métodos de correção erros na presença de cointegração. No caso da soja, concluem que os contratos futuros negociados na Bolsa de Chicago são amplamente utilizados no complexo da soja, para fixação de margens de esmagamento e proteção de preços na atividade de exportação. Também concluem que os preços futuros negociados no EUA

desempenham um papel importante no processo de formação do preço da soja brasileira, tanto no mercado disponível como no mercado futuro.

SILVA e MACHADO (2009) verificam a transmissão de preços entre o mercado de soja norte-americano e brasileiro, no período de 1997 a 2007. São realizados testes de raiz unitária e de cointegração através dos métodos de Johansen e Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC). O estudo conclui a existência de forte relação de cointegração no longo prazo, porém no curto prazo não tem o mesmo resultado.

ROCHA et al. (2010) avaliam a relação entre os preços dos contratos futuros na BM&F e o preço da soja spot do indicador Esalq/BM&F com o objetivo de captar a efetividade do hedge como meio de proteção de preços. São analisados dados de janeiro de 2015 a janeiro de 2016, através dos testes de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Ampliado. Conclui-se que o hedge de 65% da produção de soja pode reduzir o risco de preços em 50%.

SOUZA, OLIVEIRA e SANTINI (2013) buscam confirmar a hipótese de que os preços da soja pago aos produtores são formados por três variáveis: preços internacionais, utilizando os preços da soja na bolsa de Chicago, taxa de câmbio Real/Dólar e o prêmio de exportação negociado no Porto de Paranaguá. A análise é feita através do modelo de regressão linear múltipla, com séries temporais de janeiro de 2002 a setembro de 2009. O estudo confirma que de fato os preços da soja no interior são uma função das três variáveis analisadas, tendo o câmbio e os preços internacionais como os principais fatores de formação dos preços internos.

MORAES et al. (2016) analisam a relação dos preços internacionais da soja, considerando as principais praças exportadoras de soja no mundo: Brasil, Argentina e Estados Unidos. São analisados dados entre o período de 2003 e 2012. Como metodologia, utilizam o teste de causalidade de Toda e Yamamoto (1995). É identificado causalidade bidirecional entre os preços da soja no Brasil e Argentina. Também concluem que os preços no Brasil sofrem influência dos preços norte-americanos, enquanto os preços nos EUA mostraram relação de precedência dos preços na Argentina.

DALAGASSA (2016) analisa estratégias de comercialização adotadas pela produtores de soja no Brasil, comparando os preços pago pela soja aos produtores no Paraná e o preço da soja na Bolsa de Chicago nas safras 2014/15 e 2015/16. Concluiu-se que a soja sofre influência de vários fatores de formação de preço,

incluindo as cotações em Chicago, preço dos fretes, prêmio e a taxa cambial. Verifica-se que a utilização do hedge na bolsa de Chicago pode ser eficiente na mitigação de riscos dentro das estratégias de comercialização.

MOREIRA e BRUM (2017) buscam identificar as variáveis que formam o preço médio da soja no Rio Grande do Sul entre os períodos de 2006 e 2016, analisando os preços na CBOT e o câmbio como formadores de preço. Concluiu-se a existência da influência das duas variáveis sobre os preços praticados pelo sojicultor do Rio Grande do Sul.

NETO (2017) propõe analisar as relações de cointegração e de causalidade entre o preço da soja à vista (spot) no Paraná com o preço dos contratos futuros na bolsa de Chicago. O período analisado foi de agosto de 2012 a agosto de 2017. São utilizados testes econométricos de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), para verificar a estacionariedade das séries. E para verificar os efeitos de cointegração e causalidade, é utilizado os testes de Engle-Granger e Teste de Causalidade de Granger. Os resultados mostram a existência de relação de longo prazo entre os preços no mercado interno brasileiro e os preços futuros na bolsa de Chicago, identificando que os preços na CBOT podem causar o preço no mercado spot paranaense.

3 METODOLOGIA

3.1 Base de Dados

Como método, são realizados testes de raiz unitária e cointegração, feitos em 3 etapas, para identificar se há relação de longo prazo entre as variáveis.

Primeiro é analisado a relação de cada componente de formação do preço da soja (CBOT, Prêmio e Câmbio), individualmente, sobre os preços da soja em Paranaguá. Os preços na CBOT e dos prêmios são analisados em dólares por bushel, excluindo a influência do câmbio, e em reais por saca. Também se analisa o preço FOB (CBOT + Prêmio), em dólares/bushel, em relação aos preços em Paranaguá.

Na segunda etapa os componentes são agregados (CBOT + Prêmio + Câmbio), formando um preço em reais por saca, para analisar a relação do tripé de formação de preço sobre os preços das quatro praças internas.

Quando a trading vende um navio de soja no porto, o preço FOB (free on board) em reais por saca recebido pelo grão, é uma combinação do valor do contrato futuro da soja na bolsa de Chicago, do prêmio negociado com o importador e do câmbio. Na Tabela 1 há um exemplo do valor da soja recebido por uma trading que vendeu um navio de soja FOB no porto de Paranaguá, conforme preços coletados no dia 28 de setembro de 2018. Quando a trading vende um navio de soja, ela negocia um prêmio (ágio ou deságio) sobre o preço futuro de referência na Bolsa de Chicago. Dessa forma o preço final da soja é a soma do prêmio ao preço futuro da soja em Chicago. Para trading cumprir esse contrato de venda de soja na exportação, ela precisa comprar essa soja das cerealista e produtores rurais no mercado interno brasileiro. E como no Brasil a negociação com os produtores é feita em sacas ao invés de bushel, as tradings fazem a conversão de bushel para saca (uma saca de soja equivale a 2,20462 bushels) e assim conseguem negociar com os produtores e cerealistas. Essa negociação no mercado interno normalmente é feita em reais ao invés de dólares. Dessa forma as tradings precisam vender os dólares por reais para então pagar os produtores e cerealistas pela soja comprada. E assim chegam ao preço final da soja em reais por saca.

TABELA 1 - FORMAÇÃO DO PREÇO DA SOJA NOS PORTOS BRASILEIROS PELA ÓTICA DO EXPORTADOR.

DESCRIÇÃO	VALOR
1. Cotação da soja na CBOT em bushel	8,45 USD/bushel
2. Prêmio FOB em Paranaguá em bushel	2,60 USD/bushel
3. Câmbio	4,00 R\$/USD
4. Preço na CBOT + Prêmio em bushels (Item 1 somado ao Item 2)	11,05 USD/bushel
5. Preço na CBOT + Prêmio em sacas (Item 4 vezes 2,20462)	24,36 USD/saca
6. Preço do Soja em reais por saca (Item 5 vezes Item 3)	97,44 R\$/saca

FONTE: Reuters e Bacen.

*Para converter o preço em dólares/bushel para dólares/saca foi utilizado o fator de conversão, onde 1 saca de soja equivale a 2,20462 bushel de soja.

Na terceira etapa, analisa-se a relação individual dos prêmios FOB navio, negociados em Paranaguá, verificando qual sua influência sobre os prêmios nas praças selecionadas. Dado que não existe mercado de prêmios nas praças no interior, são calculados os prêmios teóricos em cada praça, conforme mostra a TABELA 2. Como mostrado na TABELA 1, o preço da soja em Paranaguá é formado pela soma do preço futuro do contrato de referência da soja na bolsa de Chicago ao prêmio (ágio

ou deságio) negociado entre as tradings. Se descontarmos o preço futuro da soja na CBOT dos preços da soja negociada em qualquer praça do mercado interno brasileiro, teremos um prêmio teórico da soja naquela praça. Ou seja, o prêmio é nada mais do que a diferença do preço local para o preço da soja na CBOT. Mas como a soja local é negociada em reais por saca, primeiro é necessário converter esse preço da soja em dólares por bushel, para depois fazermos a diferença com o preço futuro da soja na CBOT.

TABELA 2 - CÁLCULO DO BASIS TEÓRICO DA SOJA NA PRAÇA DE SORRISO/MT.

DESCRIÇÃO	VALOR
1. Preço da soja na praça de Sorriso/MT	75,00 R\$/saca
2. Cotação da soja na CBOT	8,45 USD/bushel
3. Câmbio	4,00 R\$/USD
4. Flat Price (Item 1 dividido pelo Item 3)	18,75 USD/saca
5. Flat Price (Item 4 dividido por 2,20462)	8,50 USD/bushel
6. Basis teórico em Sorriso/MT (Item 5 menos Item 3)	0,05 USD/bushel

Fonte: Elaborado pelo autor.

São coletados dados diários para as séries temporais, entre o período de 03 de janeiro de 2011 e 30 de dezembro de 2017. Os preços dos contratos futuros da soja na CBOT e os Prêmios FOB Paranaguá, são retirados da Reuters. Para análise, são utilizados os preços contínuos, ou seja, o preço do vencimento mais recente dos contratos futuros e de prêmios. Para o câmbio utiliza-se a PTAX (venda), divulgada pelo Banco Central do Brasil. E os preços da soja disponível, em reais por saca, nas praças de Paranaguá, Maringá, Dourados e Sorriso, são coletados do CMA.

As séries são divididas conforme variáveis abaixo:

1. CBOT: preço dos contratos futuros da Soja em dólares/bushel;
2. CBOTPTAX: preço dos contratos futuros da Soja em reais/saca;
3. PREMIO: preço dos prêmios FOB navio no porto de Paranaguá/PR em dólares/bushel;
4. PREMIOPTAX: preço dos prêmios FOB navio no porto de Paranaguá/PR em reais/saca;
5. PTAX: preço do câmbio em reais/dólar;
6. CBOTPREMIO: preço da soja na CBOT somado ao prêmio FOB navio no porto de Paranaguá/PR em dólares/bushel;

7. CBOTPREMIOPTAX: preço da soja na CBOT somado ao prêmio FOB navio no porto de Paranaguá/PR em reais/saca
8. PARANAGUA: preço da soja na praça de Paranaguá/PR em reais por saca;
9. MARINGA: preço da soja na praça de Maringá/PR em reais/saca;
10. DOURADOS: preço da soja na praça de Dourados/MS em reais/saca;
11. SORRISO: preço da soja na praça de Sorriso/MT em reais/saca;
12. PREMIOPARANAGUA: prêmio teórico na praça de Paranaguá/PR em dólares/bushel;
13. PREMIOMARINGA: prêmio teórico na praça de Maringá/PR em dólares/bushel;
14. PREMIODOURADOS: prêmio teórico na praça de Dourados/MS em dólares/bushel;
15. PREMIOSORRISO: prêmio teórico na praça de Sorriso/MT em dólares/bushel;

3.2 Teste de Raiz Unitária

O teste de raiz unitária tem como objetivo verificar se as séries temporais utilizadas na análise são de processo estocástico estacionário. Um processo é definido como estocástico ou aleatório, quando as variáveis possuem distribuições probabilísticas. No caso das análises econométricas com séries temporais, na qual há intenção de criar modelos de previsão, pressupõe que as séries sejam estacionárias, onde não há variação sistemática da média e variância ao longo do tempo. (GUJARATI e PORTER, 2011)

Para verificarmos a estacionariedade das séries temporais, utiliza-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA). Conforme Gujarati e Porter (2011) demonstram, o teste Dickey-Fuller aumentado é realizado pela estimação da regressão abaixo:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde β_1 é o intercepto, t é a tendência determinística, δ é o coeficiente defasado de Y_{t-1} , e ε_t é o termo de erro de ruído branco. O teste verifica a hipótese de $\delta = 0$, tendo como hipótese alternativa, $\delta < 0$. Em caso de se confirmar a hipótese alternativa, confirma-se um processo estacionário na tendência da série. Para escolha do número de defasagens, utilizaremos o critério de Akaike e Schwarz.

Gujarati e Porter (2011) ressaltam que o teste Dickey-Fuller possui baixa potência, podendo apresentar a presença de raiz unitária mesmo quando não há. Dessa forma, para complementar o teste Dickey-Fuller, é realizado o teste KPSS, criado por Denis Kwiatkowski, Peter C. B. Phillips, Peter Schmidt e Yongcheol Shin, na qual leva como hipótese nula, a hipótese alternativa do teste anterior, ou seja, a hipótese nula é a estacionariedade da série. A hipótese alternativa assume que a série apresenta raiz unitária. As observações da série são representadas por X_t , sendo $t = 1, 2, 3, \dots, N$. A série será decomposta pelos componentes de tendência, passeio aleatório e erro, conforme abaixo:

$$X_t = \varepsilon t + r_t + \varepsilon_t$$

onde r_t é o passeio aleatório

$$r_t = r_{t-1} + \mu_t$$

na qual μ_t tem média zero e variância σ_μ^2 . Assume ε_t estacionário quando $\varepsilon = 0$ em torno de um nível (r_0). A hipótese de estacionariedade será $\sigma_2 = 0$.

3.3 Teste de Cointegração

Conforme Gujarati e Porter (2011, p. 756), “economicamente falando, duas variáveis são cointegradas se tiverem uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio, entre elas”. Dessa forma, exclui-se a possibilidade de regressão espúria, onde pode-se haver relação estatística entre duas variáveis, porém sem relação de causa-efeito entre elas.

Existem vários métodos para testes de cointegração, porém esse trabalho utiliza o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado sobre os resíduos estimados

da regressão de cointegração, conhecido como teste de Engle-Granger aumentado. Dessa forma, estima-se a regressão das variáveis analisadas pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO), conforme explicitado abaixo na expressão 2. Na sequência, os resíduos das regressões estimadas são submetidos ao teste de Dickey-Fuller aumentado, conforme explicitado na expressão 1 no tópico anterior.

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \varepsilon_t$$

As possíveis relações de coitegração analisadas entre as variáveis, são:

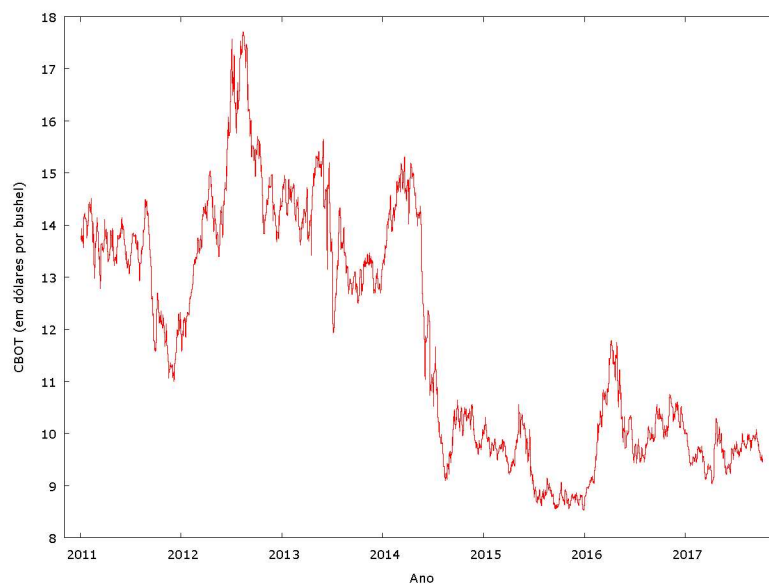
- (a) Cointegração de CBOT, CBOTPTAX, PREMIO, PREMIOPTAX e CBOTPREMIO em relação a PARANAGUA, analisando cada variável explicativa com e sem influência do câmbio;
- (b) Cointegração da PTAX em relação a PARANAGUA, para analisamos a relação individual do câmbio sobre os preços da soja no Brasil;
- (c) Cointegração de CBOTPREMIOPTAX em relação a PARANAGUA, MARINGA, DOURADOS e SORRISO, avaliando a relação do tripé de formação do preço na exportação com os preços no interior;
- (d) Cointegração de PREMIO em relação a PREMIOPARANAGUA, PREMIOMARINGA, PREMIODOURADOS e PREMIOSORRISO, para analisarmos o prêmio como indicador de demanda externa por soja brasileira, e o quanto isso é repassado para os preços da soja no interior.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 Apresentação dos dados analisados

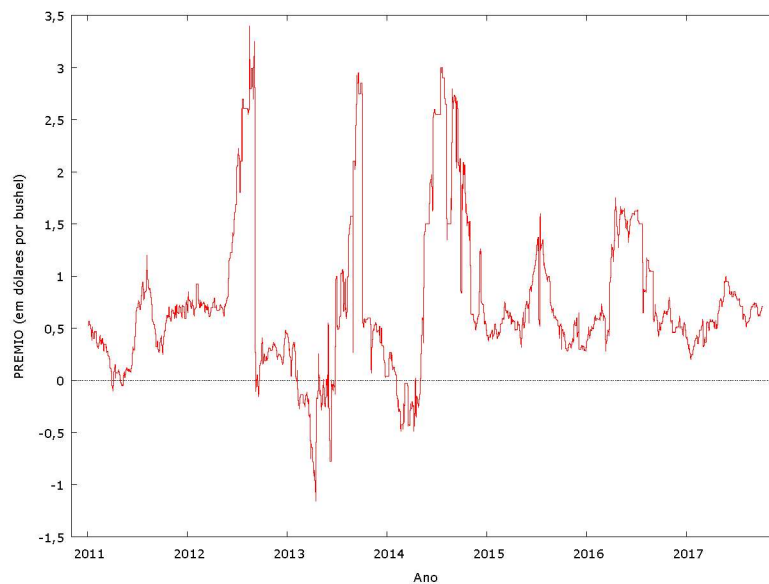
De acordo com Araujo (2017) e o estudo de Souza, Oliveira e Santini (2013), o mercado precifica a soja em várias regiões do Brasil a partir do tripé de formação de preço, composto pelos preços futuros da soja na bolsa de mercadorias em Chicago (CBOT), pelos prêmios negociados entre as tradings responsáveis pela exportação e importação do grãos nas diversas origens (PREMIO) e pela taxa de câmbio entre o dólar e o real (PTAX). Os três componentes são demonstrados nas figuras 1, 2 e 3.

GRÁFICO 1 - EVOLUÇÃO DO PREÇO FUTURO CONTÍNUO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO (CBOT), ENTRE 2011 E 2017. VALORES EM DÓLARES POR BUSHEL.



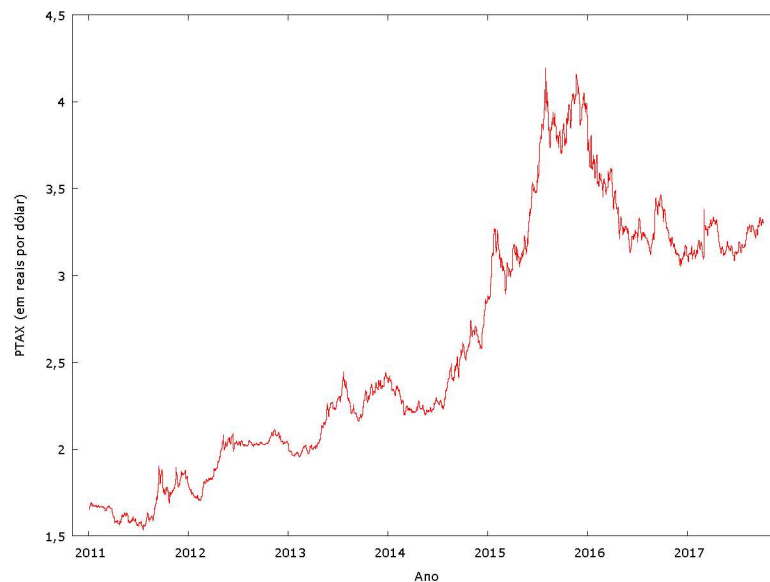
FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

GRÁFICO 2 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO DA SOJA NEGOCIADO ENTRE AS TRADINGS NO PORTO DE PARANAGUÁ (PREMIO), ENTRE 2011 E 2017. VALORES EM DÓLARES POR BUSHEL.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

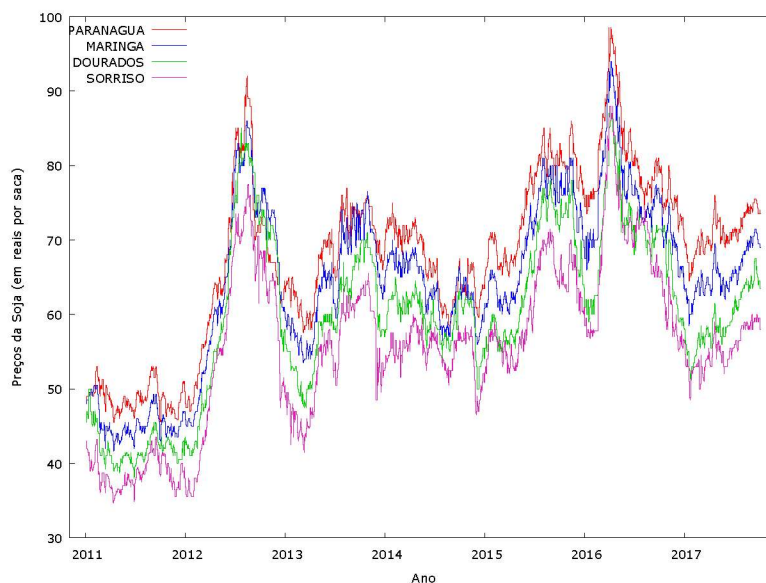
GRÁFICO 3 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DÓLAR DIVULGADO PELO BANCO CENTRAL DO BRASIL (PTAX), ENTRE 2011 E 2017. VALORES EM REAIS POR DÓLAR.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Observa-se nas séries das figuras 1 e 3, o preço do dólar e dos futuros em Chicago seguem tendência opostas ao longo dos anos. Já os prêmios em Paranaguá tendem a permanecer dentro de uma faixa de preço ao longo do tempo. Essas variáveis são testadas afim de verificar sua influência sobre os preços da soja em reais por saca no Brasil. Na figura 4, mostra os preços da saca nos terminais portuários de Paranaguá, que teoricamente deve ter a maior correlação com o tripé de formação dos preços e os preços no interior das 3 principais praças de comercialização do grão.

GRÁFICO 4 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA NAS PRAÇAS DE PARANAGUÁ, MARINGÁ, DOURADOS E SORRISO, EM REAIS POR SACA, ENTRE 2011 E 2017. VALORES EM REAIS POR SACA.

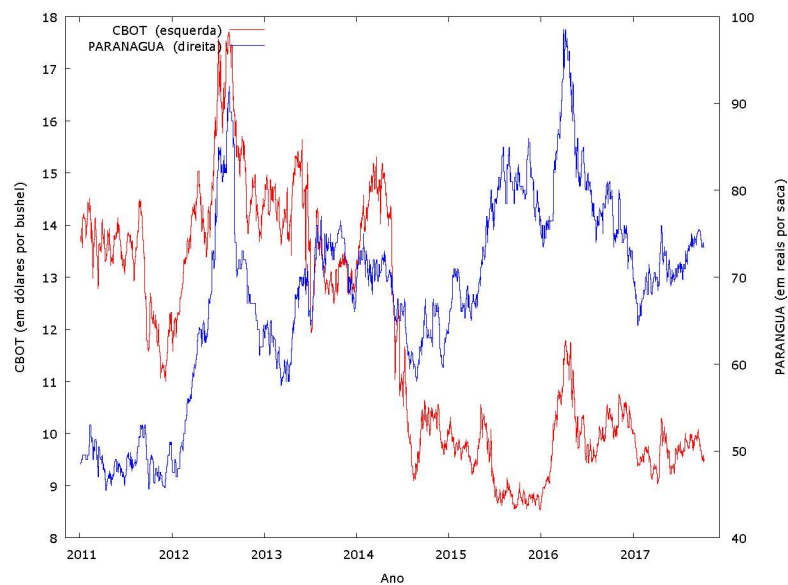


FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Olhando a para figura 4, fica fácil perceber a correlação entre os preços da soja no porto e os preços da soja no interior, tendo uma diferença de preços contínua para cada praça, que pode ser explicado pela diferença do preço dos fretes dado à distância entre as praças e os terminais portuários. Conforme exposto no trabalho de Dalagassa (2016), além do tripé de formação do preço, o frete é um dos fatores que ajudam a formar o preço final da soja pago ao produtor rural.

Para testar a influência dos componentes de formação do preço da soja em relação aos preços no Brasil, foram testados individualmente cada um dos três componentes em relação aos preços da soja em Paranaguá. Na sequência, foi retirado o efeito do câmbio sobre os preços futuros na bolsa de Chicago e sobre os prêmios em Paranaguá. Por último, foram testados a combinação do preço futuro na CBOT e o prêmio em Paranaguá, em dólares e em reais, contra o preço em reais por saca em Paranaguá. As séries relacionadas são demonstradas nas figuras (5 a 14) abaixo:

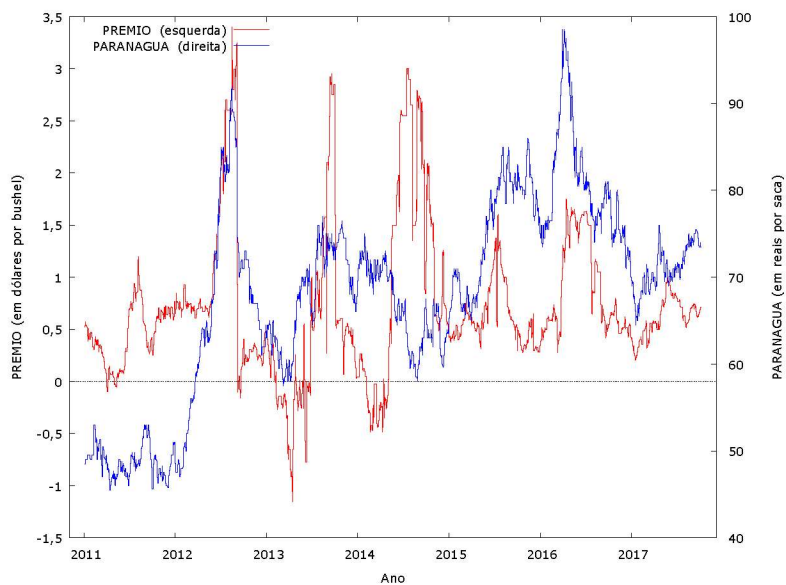
GRÁFICO 5 - EVOLUÇÃO DO PREÇO FUTURO CONTÍNUO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO EM DÓLARES POR BUSHEL (CBOT) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA (PARANAGUA), ENTRE 2011 E 2017.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

No gráfico 5 é possível observar alguns momentos de correlação positiva entre o preço futuro da soja em Chicago com os preços da soja em Paranaguá, como no período entre 2012 e 2013, na qual vê-se uma alta expressiva nos preços nas duas séries, como também no período entre 2016 e 2017. Porém, no período entre 2015 e 2016 é possível observar uma correlação negativa entre as séries.

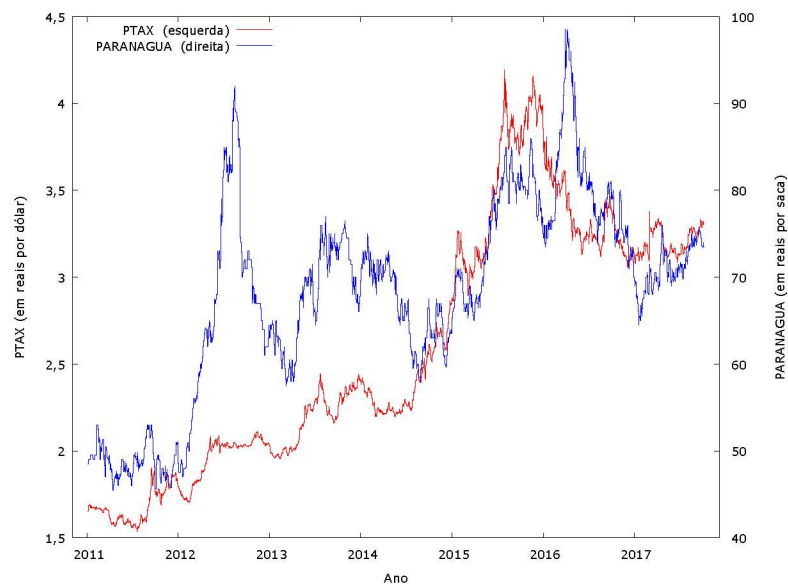
GRÁFICO 6 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO DA SOJA NEGOCIADO ENTRE AS TRADINGS NO PORTO DE PARANAGUÁ EM DÓLARES POR BUSHEL (BASIS) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA (PARANAGUA), ENTRE 2011 E 2017.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

O mesmo ocorre no gráfico 6, quando se observa correlação positiva entre os prêmios em Paranaguá com os preços da soja em Paranaguá entre os anos de 2012 e 2013, e também entre os anos de 2016 e 2017. Também se nota a correlação negativa entre anos de 2015 e 2016.

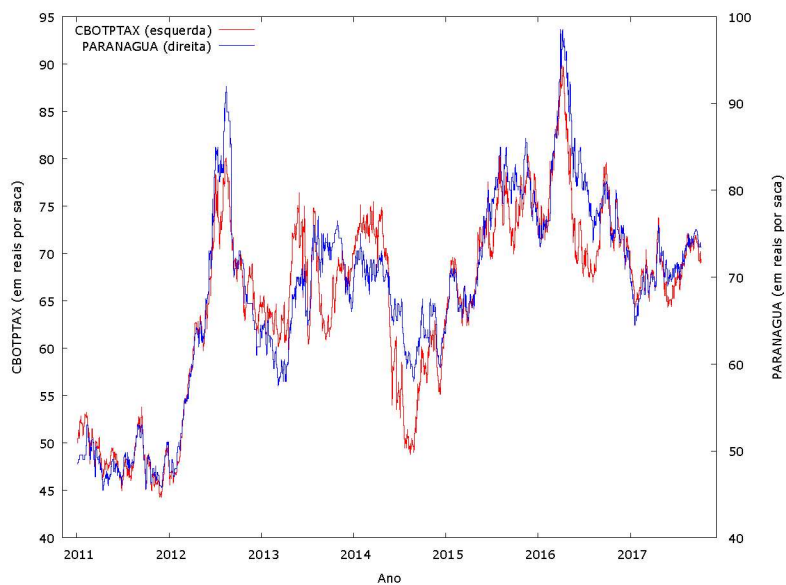
GRÁFICO 7 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DÓLAR DIVULGADO PELO BANCO CENTRAL DO BRASIL EM REAIS POR DÓLAR (PTAX) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA (PARANAGUA), ENTRE 2011 E 2017.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

No gráfico 7 é possível observar que entre os anos de 2015 e 2016, o dólar teve uma alta expressiva, o que leva a crer que foi o principal fator de alta nos preços em Paranaguá nesse período.

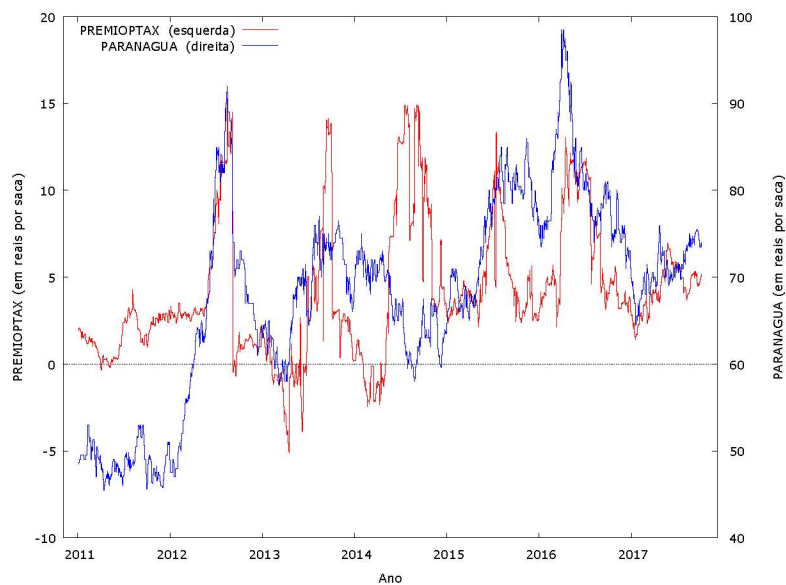
GRÁFICO 8 - EVOLUÇÃO DO PREÇO FUTURO CONTÍNUO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO EM REAIS POR SACA (CBOTPTAX) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA (PARANAGUA), ENTRE 2011 E 2017.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

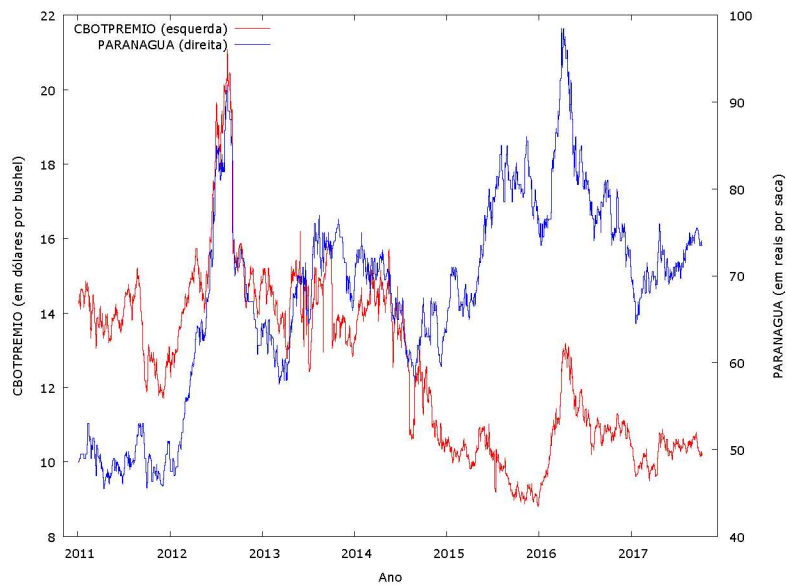
Quando se converte os preços futuros em Chicago e os prêmios em Paranaguá de dólar por bushel para reais por saca, nos gráficos 8 e 9, eliminando o efeito do câmbio nos preços, se nota que a correlação das variáveis com os preços na praça de Paranaguá se torna mais forte e quase sempre positiva.

GRÁFICO 9 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO DA SOJA NEGOCIADO ENTRE AS TRADINGS NO PORTO DE PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA (PREMIOPTAX) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA (PARANAGUA), ENTRE 2011 E 2017.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

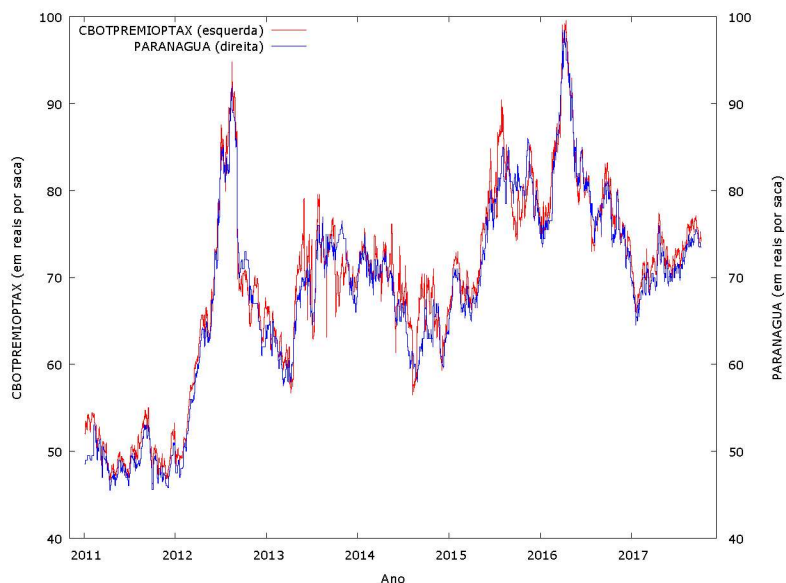
GRÁFICO 10 - EVOLUÇÃO DO PREÇO FUTURO CONTÍNUO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL (CBOTPREMIO), VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA (PARANAGUA), ENTRE 2011 E 2017.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

No gráfico 10, ao somar os preços futuros em Chicago com os prêmios no porto de Paranaguá, mantendo-os em dólar por bushel, se observa uma correlação com os preços em Paranaguá, parecida com as mesmas observadas nos gráficos 5 e 6, quando as variáveis são colocadas individualmente.

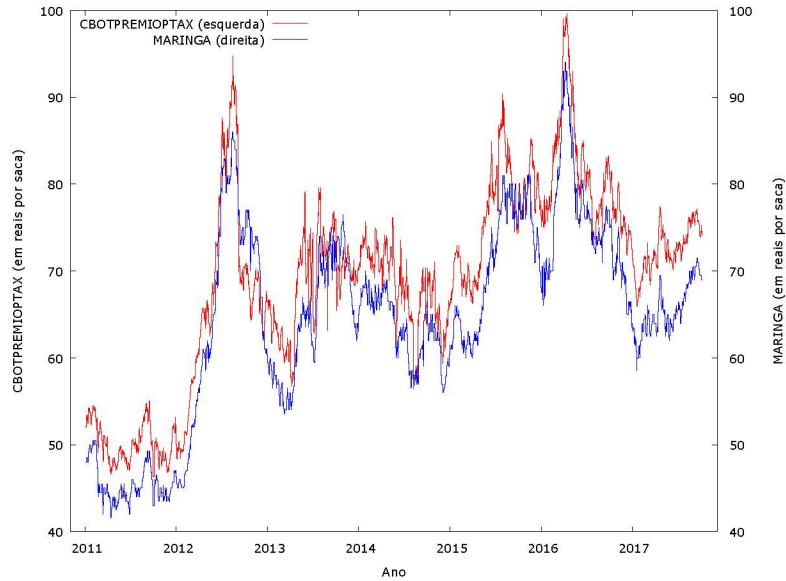
GRÁFICO 11 - EVOLUÇÃO DO PREÇO FUTURO CONTÍNUO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA (CBOTPREMIOPTAX), VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA (PARANAGUA), ENTRE 2011 E 2017.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

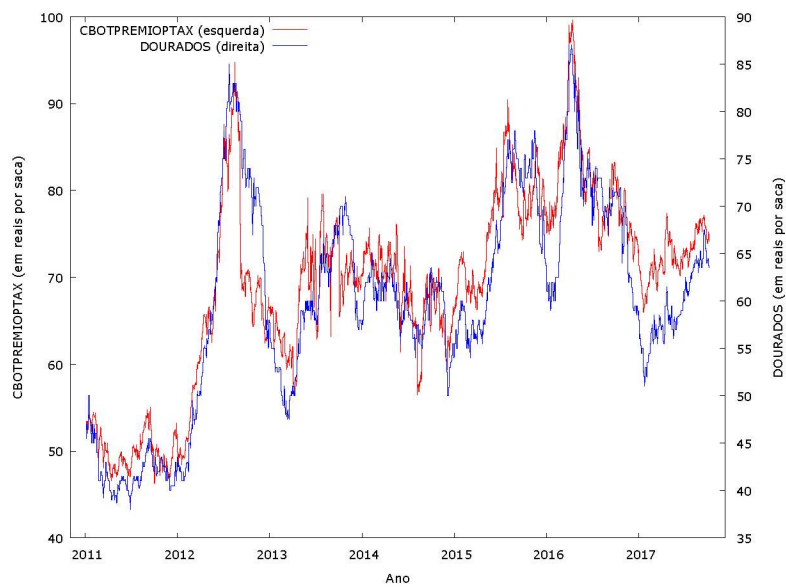
Agora no gráfico 11, quando é somado os preços futuros da soja em Chicago com os prêmios no porto de Paranaguá e convertidos em reais por saca, é possível verificar uma correlação extremamente positiva com os preços em Paranaguá ao longo de toda a série analisada.

GRÁFICO 12 - EVOLUÇÃO DO PREÇO FUTURO CONTÍNUO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACCA (CBOTPREMIOPTAX), VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM MARINGÁ EM REAIS POR SACCA (MARINGA), ENTRE 2011 E 2017.



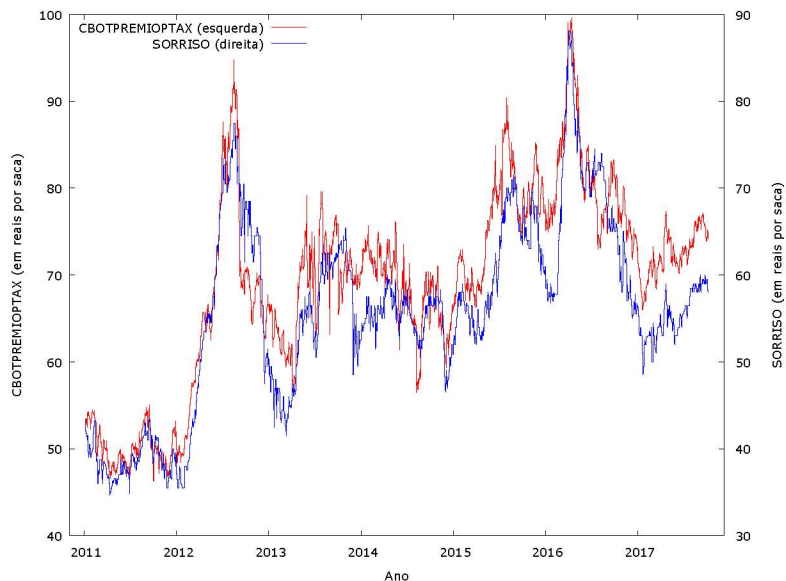
FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

GRÁFICO 13 - EVOLUÇÃO DO PREÇO FUTURO CONTÍNUO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACCA (CBOTPREMIOPTAX), VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM DOURADOS EM REAIS POR SACCA (DOURADOS), ENTRE 2011 E 2017.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

GRÁFICO 14 - EVOLUÇÃO DO PREÇO FUTURO CONTÍNUO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACCA (CBOTPREMIOPTAX), VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA EM SORRISO EM REAIS POR SACCA (SORRISO), ENTRE 2011 E 2017.

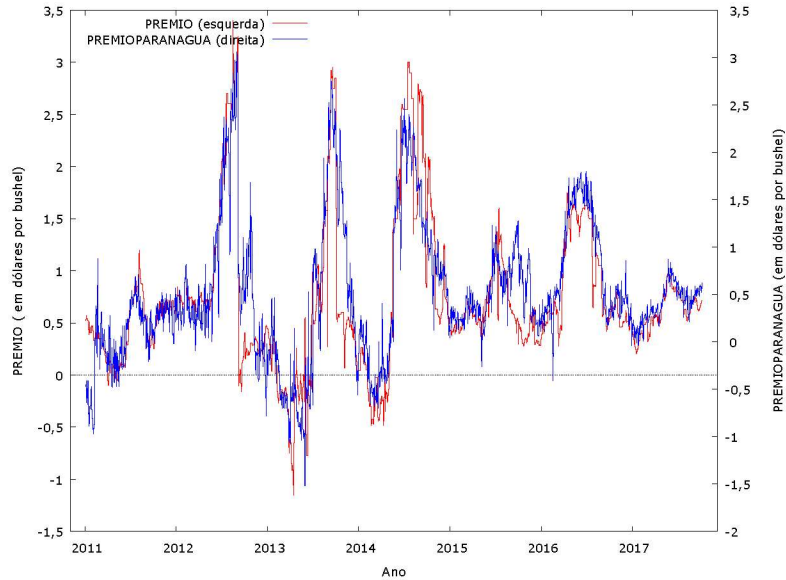


FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Quando unifica o tripé de formação de preço da soja, através da soma do preço futuro da soja na CBOT ao prêmio no porto de Paranaguá, convertido em reais por sacca, a relação se torna muito forte e visível, tanto para os preços da soja na praça de Paranaguá, quanto nas praças do interior. Conforme é esperado, observa-se que a relação com os preços em Paranaguá é mais forte do que a relação com as praças no interior. Pode-se deduzir que os custos logísticos e competição da exportação com o mercado interno são os fatores que causam o desvio na relação dos preços do interior com o tripé de formação do preço da soja.

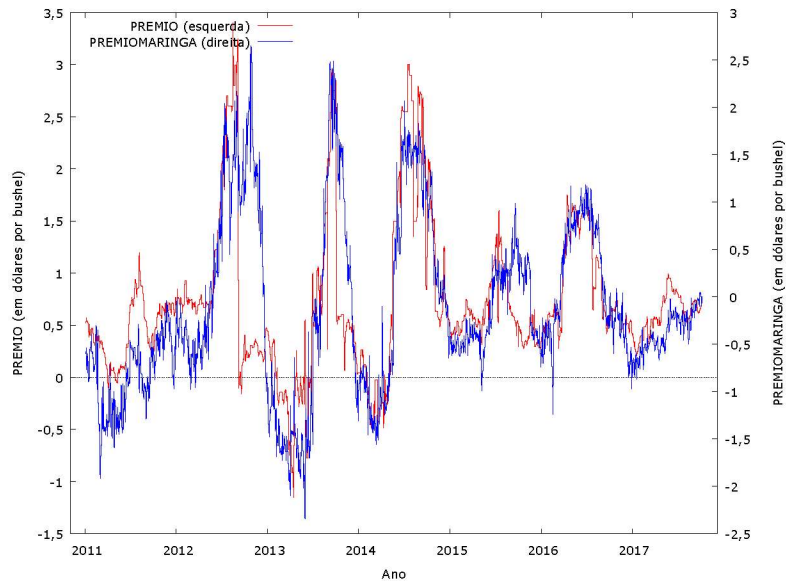
Em última análise, é testado a influência dos prêmios FOB navio negociado entre as tradings no porto de Paranaguá e o prêmio teórico do preço da soja nos terminais portuários em Paranaguá e das praças no interior, para se confirmar a transmissão de preços do mercado de exportação para as praças produtoras de soja no Brasil. Essa relação é verificada nas figuras (15 a 18) abaixo:

GRÁFICO 15 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO DA SOJA NEGOCIADO ENTRE AS TRADINGS NO PORTO DE PARANAGUÁ (PREMIO) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ (PREMIOPARANAGUA), ENTRE 2011 E 2017. VALORES EM DÓLARES POR BUSHEL.



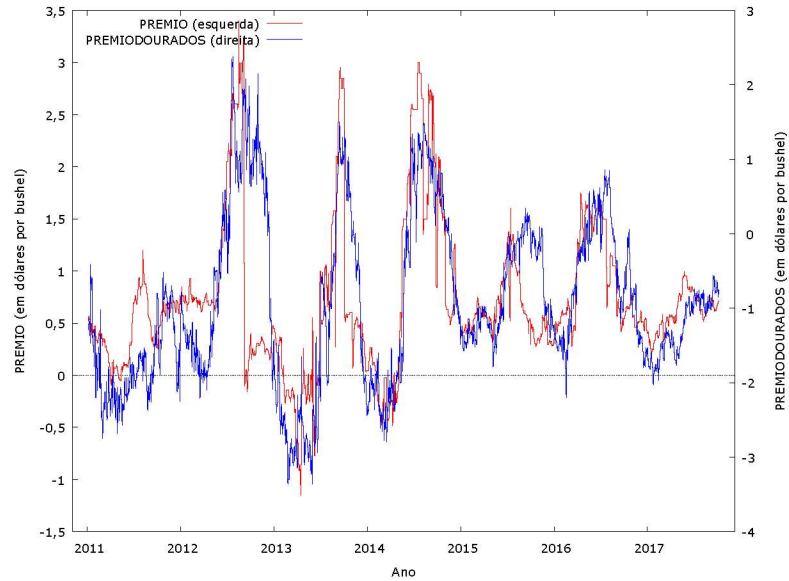
FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

GRÁFICO 16 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO DA SOJA NEGOCIADO ENTRE AS TRADINGS NO PORTO DE PARANAGUÁ (PREMIO) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM MARINGÁ (PREMIOMARINGA), ENTRE 2011 E 2017. VALORES EM DÓLARES POR BUSHEL.



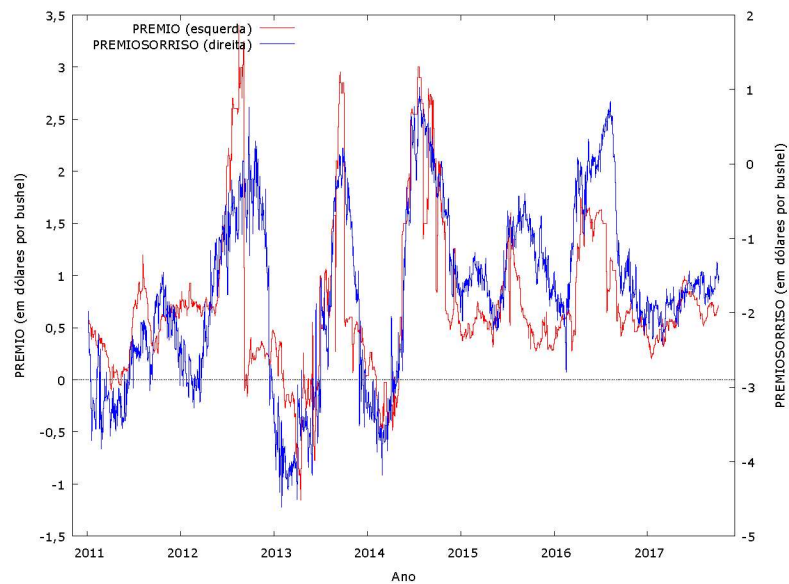
FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

GRÁFICO 17 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO DA SOJA NEGOCIADO ENTRE AS TRADINGS NO PORTO DE PARANAGUÁ (PREMIO) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM DOURADOS (PREMIODOURADOS), ENTRE 2011 E 2017. VALORES EM DÓLARES POR BUSHEL.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

GRÁFICO 18 - EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO DA SOJA NEGOCIADO ENTRE AS TRADINGS NO PORTO DE PARANAGUÁ (PREMIO) VERSUS A EVOLUÇÃO DO PREÇO DO PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM SORRISO (PREMIOSORRISO), ENTRE 2011 E 2017. VALORES EM DÓLARES POR BUSHEL.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

É possível observar uma forte correlação entre os prêmios FOB navio em Paranaguá e os prêmios teóricos nas praças selecionadas. Conforme esperado, a relação mais forte ocorre com os prêmios da soja em Paranaguá. O trabalho deduz que essa transmissão de preço enfraquece pela competição do mercado de exportação com o mercado doméstico, porém no geral os preços seguem a tendência dos preços na exportação, confirmando o que foi apresentado por Margarido e Sousa (1998), na qual fala que é esperado que os preços internacionais exerçam maior influência ao preços do que o mercado interno, e que a transmissão de preço através do consumo doméstico dependerá do nível de utilização de capacidade da indústria esmagadora.

4.2 Apresentação dos testes

4.2.1 Teste de Raiz Unitária

Antecedente ao teste de cointegração, é verificado se as séries são estacionária em nível. Os testes aplicados são demonstrados na tabela 7, mostrando que para a maioria das séries testadas, há a presença de raiz unitária em ambas as metodologias aplicadas, indicando que as séries não são estacionárias. Porém há divergências entre os testes aplicados sobre os prêmios. No teste de Dickey-Fuller Aumentado, é rejeitado a hipótese nula, concluindo que as séries PREMIO, PREMIOPTAX e PREMIOPARANAGUA, são estacionárias. O teste mostra que há menos de 1% de chance de as séries apresentem raiz unitária, ou seja, de não rejeitar a hipótese nula. Para as séries PREMIODOURADOS, PREMIOMARINGA e PREMIOSORRISO, o teste mostra que em 4%, 7% e 11% das vezes não é possível rejeitar a hipótese, respectivamente. Porém é notável que o p valor para as séries de prêmios são menores que todas as demais séries testadas, podendo apresentar suspeitas de estacionariedade nas séries de prêmios. No teste KPSS, com exceção da série PREMIO, todas as demais séries a hipótese nula são rejeitadas, apresentado raiz unitária com significância de 1%, ou seja, concluiu-se a não estacionariedade das séries com 99% de confiança. Para a série PREMIO, a hipótese nula é rejeitada com 2% de significância, ou seja, há 98% de chances da haver raiz unitária e a série ser não estacionária.

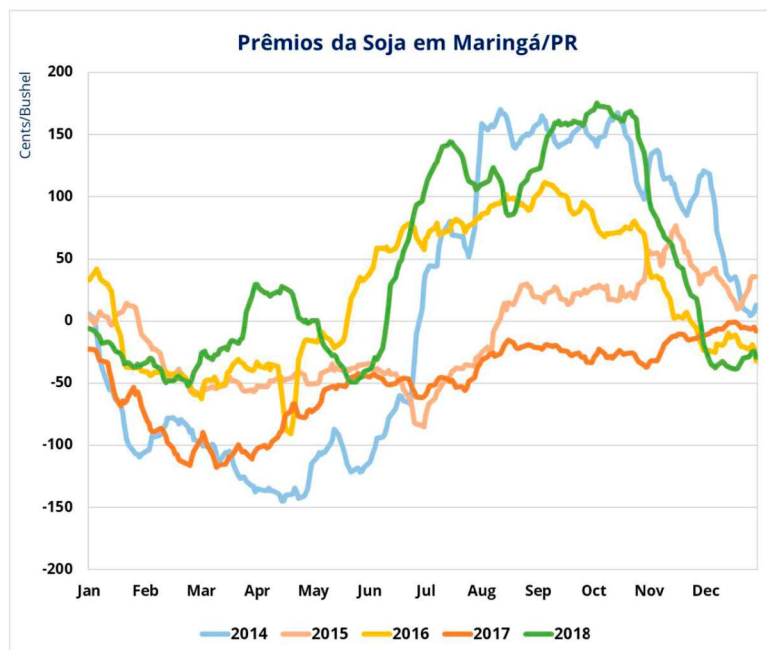
TABELA 3 - TESTE DE RAÍZ UNITÁRIA EM NÍVEL.

Item	TESTE ADF		TESTE KPSS	
	Estatística do teste	P Valor	Estatística do teste	P Valor
CBOT	-1,5582	0,5041	20,0403	< .01
PREMIO	-4,2435	0,0005	0,6747	0.02
PTAX	-0,9199	0,7826	25,3691	< .01
CBOTPTAX	-2,3664	0,1514	13,0572	< .01
PREMIOPTAX	-3,6988	0,0042	4,0114	< .01
CBOTPREMIO	-1,9736	0,2988	18,314	< .01
CBOTPREMIOPTAX	-2,4010	0,1414	14,811	< .01
PARANAGUA	-2,1439	0,2275	14,5867	< .01
MARINGA	-1,9054	0,3301	11,762	< .01
DOURADOS	-1,8760	0,344	9,4443	< .01
SORRISO	-1,9590	0,3054	10,7475	< .01
PREMIOPARANAGUA	-3,8856	0,0021	1,5990	< .01
PREMIOMARINGA	-2,6823	0,0771**	1,3729	< .01
PREMIODOURADOS	-2,8858	0,0470*	1,5171	< .01
PREMIOSORRISO	-2,4913	0,1175***	5,0745	< .01

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

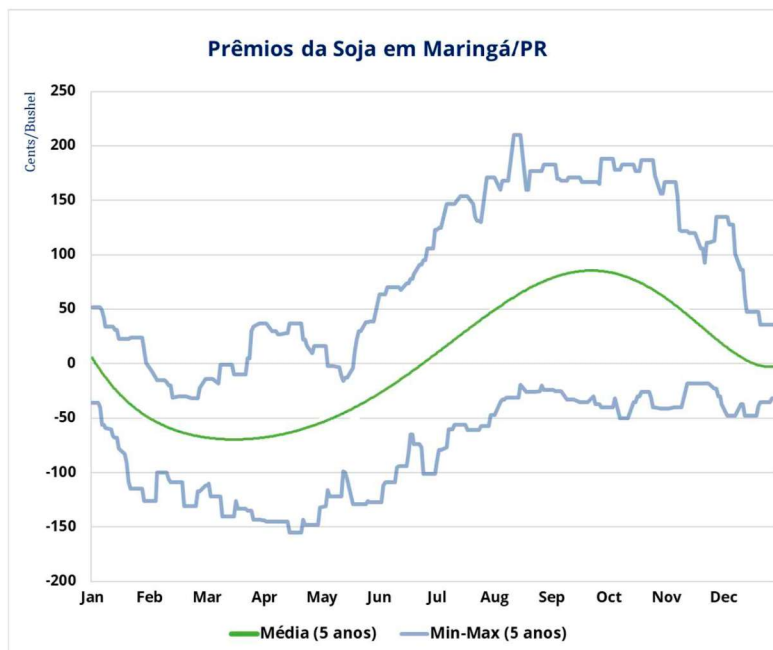
O objetivo do trabalho não é criar modelos de previsão para os preços, porém se um comerciante de soja realiza trava de preços para o dólar e para os preços da soja na bolsa de Chicago, ele ficará exposto à variação do prêmios, e os teste de estacionariedade mostra ser possível criar modelos de previsão para os prêmios nas praças brasileiras, dando a possibilidade do comerciante identificar os melhores momentos de realizar o seu hedge de preços na soja, captando o melhor prêmio para o momento do mercado. Moraes et al. (2016) demonstra que os prêmios têm um caráter altamente sazonal, e que atinge seus melhores níveis no segundo semestre, quando se há indefinições sobre o plantio da nova safra brasileira e ocorre o pico da entressafra americana. Esse fortalecimento dos prêmios no segundo semestre pode ser visualizado nas figuras abaixo (19 e 20). Na figura 19, mostra o comportamento do prêmio teórico entre os anos de 2014 e 2018, detalhando cada ano individualmente, e na figura 20, é possível observar a média, a mínima e a máxima do prêmio teórico nesse período, visualizando a sazonalidade explanada por Moraes et al (2016).

GRÁFICO 19 - PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM MARINGÁ/PR ENTRE OS ANOS DE 2014 E 2018, EM CENTS/BUSHEL.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

GRÁFICO 20 - PRÊMIO TEÓRICO MÉDIO, MÍNIMO E MÁXIMO DA SOJA EM MARINGÁ/PR ENTRE OS ANOS DE 2014 E 2018, EM CENTS/BUSHEL.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

4.2.2 Teste de Cointegração

O teste de cointegração realizado tem como objetivo verificar a relação de longo prazo entre os componentes da formação do preço da soja segundo a literatura, e os preços internos da soja no Brasil. Com isso, pode-se identificar da utilização dos mecanismos de bolsa de valores para trava de preço e mitigação de risco na comercialização do grão. Nas tabelas (8 a 21) abaixo são apresentados os resultados das regressões utilizadas para análise de cointegração:

TABELA 4 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA.

PARANAGUA vs CBOT em nível					
Item	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	R ²
const	84,8306	1,3602	62,36	< .01	0,0819
CBOT	-1,4107	0,1125	-12,53	< .01	

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

TABELA 5 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA.

PARANAGUA vs PREMIO em nível					
Item	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	R ²
const	65,1241	0,3708	175,6	< .01	0,0666
PREMIO	4,1102	0,3665	11,21	< .01	

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

TABELA 6 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DO DÓLAR EM REAIS POR DÓLAR, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA.

PARANAGUA vs PTAX em nível					
Item	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	R ²
const	37,5937	0,6861	54,80	< .01	0,5466
PTAX	11,7581	0,2551	46,09	< .01	

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

TABELA 7 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA.

PARANAGUA vs CBOTPTAX em nível					
Item	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	R ²
const	-2,2360	0,6138	-3,643	< .01	0,8840
CBOTPTAX	1,0832	0,0093	115,9	< .01	

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

TABELA 8 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA.

PARANAGUA vs PREMIOPTAX em nível					
Item	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	R ²
const	62,7545	0,3585	175,0	< .01	0,1880
PREMIOPTAX	1,2725	0,0629	20,20	< .01	

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

TABELA 9 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM REAIS

PARANAGUA vs CBOTPREMIO em nível					
Item	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	R ²
const	80,6735	1,4590	55,29	< .01	0,0418
CBOTPREMIO	-0,9996	0,1140	-8,769	< .01	

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

TABELA 10 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR

PARANAGUA vs CBOTPREMIOPTAX em nível					
Item	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	R ²
const	-1,0891	0,3188	-3,416	< .01	0,9647
CBOTPREMIOPTAX	1,0008	0,0045	219,7	< .01	

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

TABELA 11 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA EM MARINGÁ EM REAIS POR SACA.

MARINGA vs CBOTPREMIOPTAX em nível					
Item	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	R²
const	-1,9733	0,4801	-4,110	> .10	0,9175
CBOTPREMIOPTAX	0,9606	0,0068	140,1	< .01	

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

TABELA 12 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA EM DOURADOS EM REAIS POR SACA.

DOURADOS vs CBOTPREMIOPTAX em nível					
Item	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	R²
const	-3,1412	0,6485	-4,843	> .01	0,8463
CBOTPREMIOPTAX	0,9126	0,0092	98,51	< .01	

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

TABELA 13 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA EM SORRISO EM REAIS POR SACA.

SORRISO vs CBOTPREMIOPTAX em nível					
Item	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	R²
const	-6,6038	0,5978	-11,05	< .01	0,8633
CBOTPREMIOPTAX	0,9011	0,0085	105,5	< .01	

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

TABELA 14 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM DÓLARES POR BUSHEL.

PREMIOPARANAGUA vs PREMIO em nível					
Item	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	R²
const	-0,1013	0,0130	-7,743	< .01	0,7148
PREMIO	0,8602	0,0129	66,47	< .01	

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

TABELA 15 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM MARINGÁ EM DÓLARES POR BUSHEL.

PREMIOMARINGA Vs PREMIO em nível					
Item	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	R ²
const	-0,8001	0,0211	-37,84	< .01	0,5300
PREMIO	0,9316	0,0209	44,58	< .01	

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

TABELA 16 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM DOURADOS EM DÓLARES POR BUSHEL.

PREMIODOURADOS Vs PREMIO em nível					
Item	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	R ²
const	-1,7167	0,0276	-62,15	< .01	0,4716
PREMIO	1,0829	0,0273	39,66	< .01	

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

TABELA 17 - REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM SORRISO EM DÓLARES POR BUSHEL.

PREMIOSORRISO Vs PREMIO em nível					
Item	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	R ²
const	-2,5806	0,0285	-90,47	< .01	0,4895
PREMIO	1,1588	0,0281	41,11	< .01	

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nas tabelas acima verifica-se o maior R² para regressão onde a variável explicativa é soma dos preços da soja na bolsa de Chicago somados ao prêmio FOB navio no porto de Paranaguá, convertidos em real (CBOTPREMIOPTAX), e a variável dependente são os preços da soja no porto de Paranaguá, em reais por saca (PARANAGUA), assinalado que o tripé de formação do preço explica em quase 96% os preços da soja no porto de Paranaguá. Quando os componentes do tripé de formação do preço são colocados individualmente como variáveis explicativas, o R² passa a ser menor. No caso das variáveis independentes CBOT e PREMIO, o R² foi menor que 10%. Para variável independente PTAX, tivemos um R² de 54%.

Quando os preços da soja na bolsa de Chicago são convertidos em reais, formando a variável independente CBOTPTAX, o R^2 aumenta de 8% para 88%. No caso dos prêmios convertidos em reais, formando a variável independente PREMIOPTAX, o R^2 aumenta de 6% para 18%. Isso mostra a relevância do câmbio para composição dos preços em reais na praça de Paranaguá. O pior desempenho acontece para a soma do preço da soja em Chicago e o prêmio no porto de Paranaguá, formando a variável CBOTPREMIO, onde o R^2 é de apenas 4%.

No estudo de Moreira e Brum (2017), se observa que os preços da soja no Rio Grande do Sul são afetados pelas variáveis câmbio e preços na Bolsa de Chicago entre o período de 2006 a 2016, apesar de cada variável exercer uma influência maior ou menor em períodos diferentes. No estudo de Souza, Oliveira e Santini (2013) se confirma a participação dos prêmios na formação do preço da soja, porém é colocado com uma participação marginal. Assim conseguimos observar que apesar de todas as variáveis individualmente terem sua influência sobre o preço da soja no Brasil, quando trabalhadas de forma conjunta, consegue-se verificar uma maior transmissão de preços para soja no interior.

As regressões que têm como variável explicativa o tripé de formação do preço (CBOTPREMIOPTAX) e como variável explicada as praças de soja no interior do Brasil, também apresentam um bom R^2 , porém menor quando a variável explicada é PARANAGUA. Para as variáveis MARINGA, DOURADOS e SORRISO, os R^2 são 91%, 84% e 86%, respectivamente.

Na dissertação de Santos (2003), é colocado que as regiões que possuem menor distância, ou seja, menor custo logístico para escoamento na exportação, terão preços melhores em relação as regiões que são mais distantes, o que pode explicar a menor influência das variáveis de formação do preço da soja no porto de Paranaguá sobre os preços da soja em regiões mais distantes.

Na análise de transmissão do preço do prêmio FOB navio em Paranaguá (PREMIO) para o prêmio teórico nas praças soja, também há um melhor R^2 quando a variável explicada é o prêmio teórico no porto de Paranaguá (PREMIOPARANAGUA), com 71%. Para as demais praças, as variáveis PREMIOMARINGA, PREMIODOURADOS e PREMIOSORRISO, possuem um R^2 de 53%, 47% e 48%, respectivamente.

Para confirmar as séries são cointegradas, ou seja, se há relação de longo prazo entre as variáveis, os resíduos das regressões estimadas anteriormente

passam pelo teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado e KPSS, para verificar sua estacionariedade. Os resultados são apresentados na Tabela 22, e somente a regressão onde a variável independente é o tripé de formação do preço da soja (CBOTPREMIOPTAX) e variável explicada é o preço da soja no porto de Paranaguá (PARANAGUA), mostram a ausência de raiz unitária nos dois testes, indicando que os resíduos são estacionários, e as variáveis possui relação de longo prazo.

TABELA 18 - TESTE DE RAÍZ UNITÁRIA PARA OS RESÍDUOS DAS REGRESSÕES, VERIFICANDO A EXISTÊNCIA OU NÃO DA RELAÇÃO DE COINTEGRAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS DUAS A DUAS.

Item	TESTE ADF		TESTE KPSS	
	Estatística do teste	P Valor	Estatística do teste	P Valor
PARANAGUA vs CBOT	-2,3746	0,3366	7,8136	< .01
PARANAGUA vs PREMIO	-2,2049	0,421	14,4641	< .01
PARANAGUA vs PTAX	-2,4694	0,2928	1,8227	< .01
PARANAGUA vs CBOTPTAX	-3,6405	0,0218	2,0189	< .01
PARANAGUA vs PREMIOPTAX	-2,5683	0,2503	11,3095	< .01
PARANAGUA vs CBOTPREMIO	-2,3250	0,3606	9,6236	< .01
PARANAGUA vs CBOTPREMIOPTAX	-8,2763	0,0000	0,2505	> .10
MARINGA vs CBOTPREMIOPTAX	-4,9534	0,0001	1,9080	< .01
DOURADOS vs CBOTPREMIOPTAX	-4,5702	0,0008	2,6442	< .01
SORRISO vs CBOTPREMIOPTAX	-4,3399	0,0021	1,2776	< .01
PREMIOPARANAGUA vs PREMIO	-7,9992	0,0000	1,9160	< .01
PREMIOMARINGA vs PREMIO	-4,8792	0,0002	1,0790	< .01
PREMIODOURADOS vs PREMIO	-5,1909	0,0000	1,1439	< .01
PREMIOSORRISO vs PREMIO	-4,6319	0,0006	6,6640	< .01

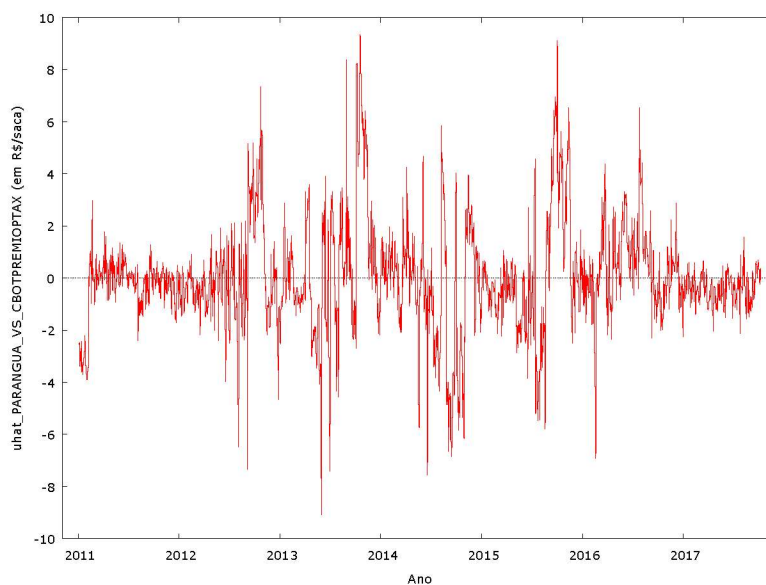
FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

As demais regressões que possuem como variável dependente PARANAGUA, apresentam raiz unitária, tanto no teste de Dickey-Fuller Aumentado, como no teste KPSS, mostrando que as variáveis do tripé de formação do preço, individualmente ou quando combinadas em dois, não apresentam relação de longo prazo com os preços da soja, em reais por saca, no porto de Paranaguá. Isso mostra que quando o comerciante de soja realiza o hedge da soja em Chicago juntamente com o câmbio, ele não está fixando a totalidade do preço em Paranaguá, pois está exposto à variação do prêmio da soja. Ele somente terá segurança quando travar os

3 componentes do tripé de formação do preço da soja, confirmando o que a teoria apresenta.

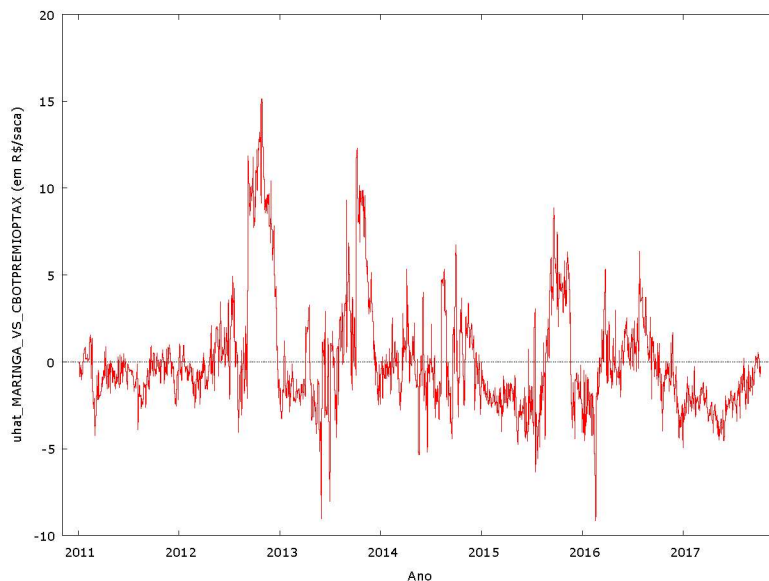
No teste em que se obtém as praças de soja no interior como variável dependente e o tripé de formação do preço como variável explicativa, há confirmação de cointegração apenas no teste de Dickey-Fuller Aumentado, com 1% de significância, porém no teste KPSS, os resíduos das regressões apresentam raiz unitária, sendo identificado como não estacionário. Nas figuras abaixo (21 a 24), consegue-se verificar a dispersão dos erros das regressões estimadas ao longo do tempo.

GRÁFICO 21 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ EM REAIS POR SACA.



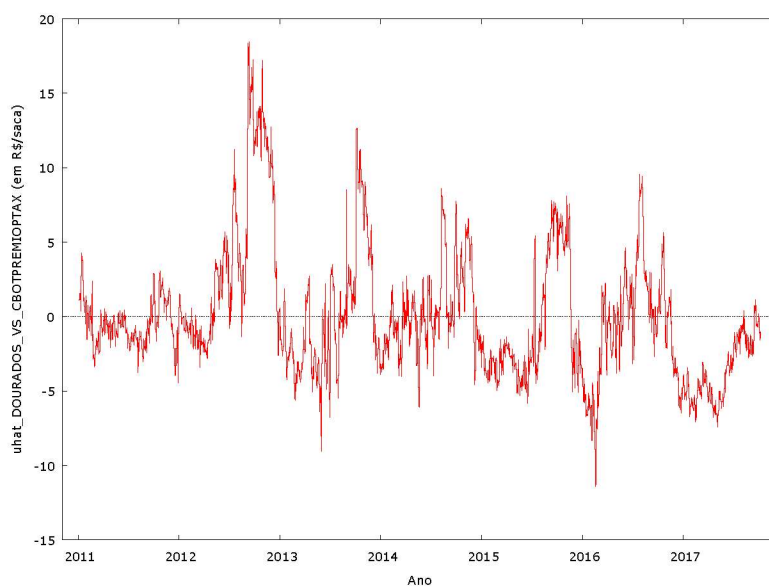
FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

GRÁFICO 22 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA EM MARINGÁ EM REAIS POR SACA.



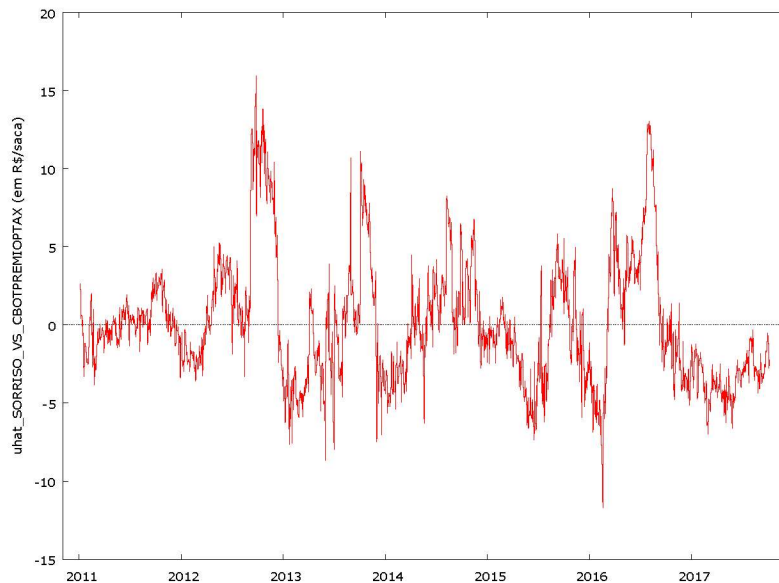
FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

GRÁFICO 23 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA EM DOURADOS EM REAIS POR SACA.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

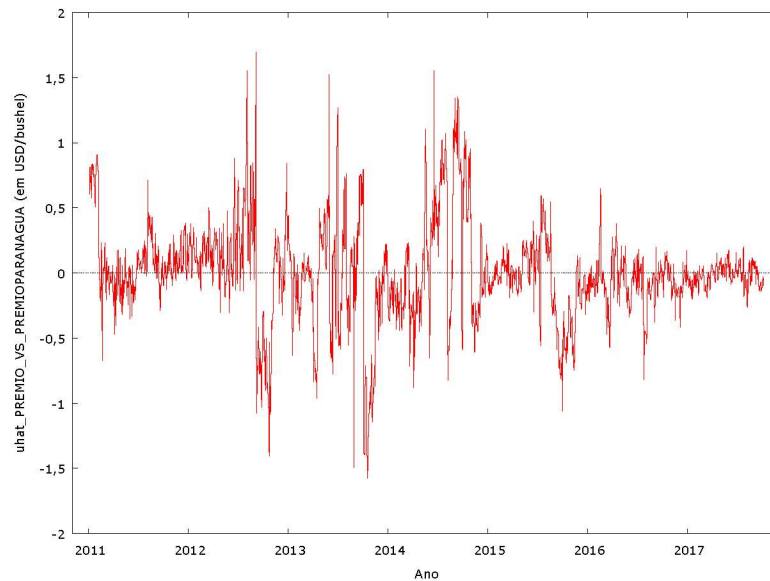
GRÁFICO 24 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO SOMADO AO PRÊMIO DA SOJA FOB NAVIO NO PORTO DE PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA EM SORRISO EM REAIS POR SACA.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

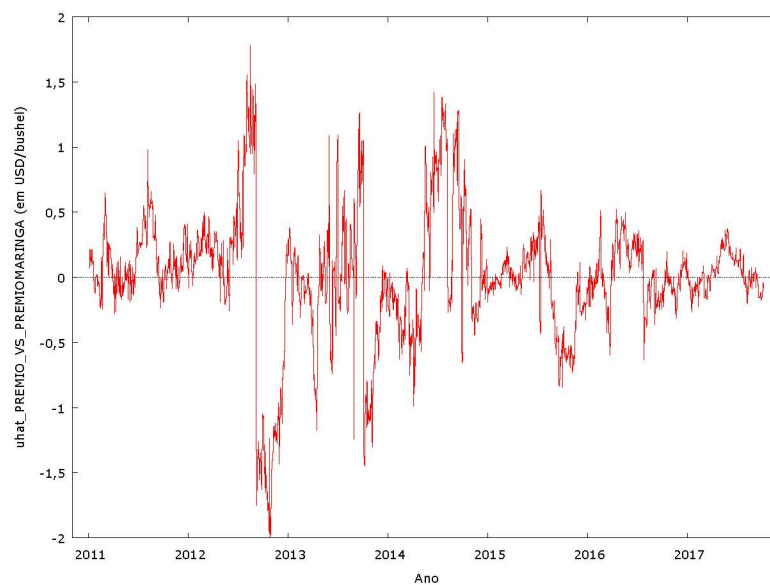
No caso da análise de transmissão do preço do prêmio FOB navio em Paranaguá para os prêmios teóricos nas praças selecionadas também há comprovação de cointegração entre as séries no teste de Dickey-Fuller Aumentado, porém apresenta raiz unitária nos resíduos das regressões no teste KPSS. Os resíduos das regressões podem ser observados nas figuras (25 a 28) abaixo.

GRÁFICO 25 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL.



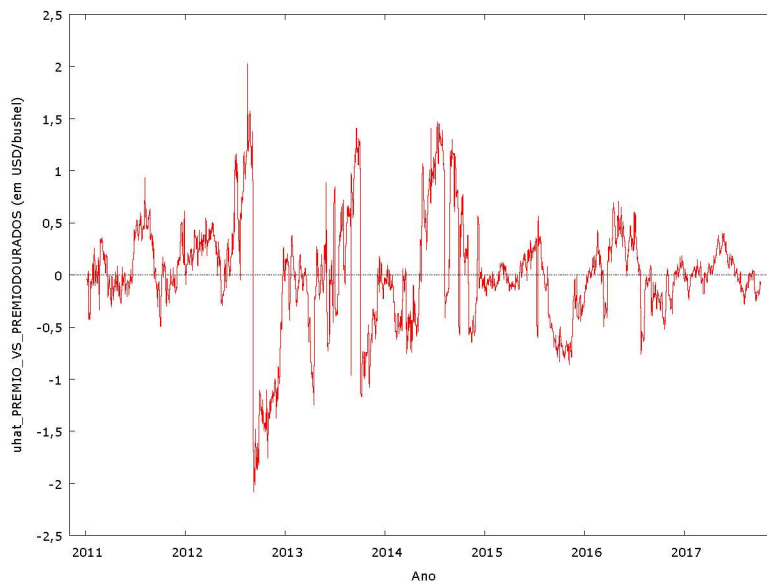
FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

GRÁFICO 26 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM MARINGÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL.



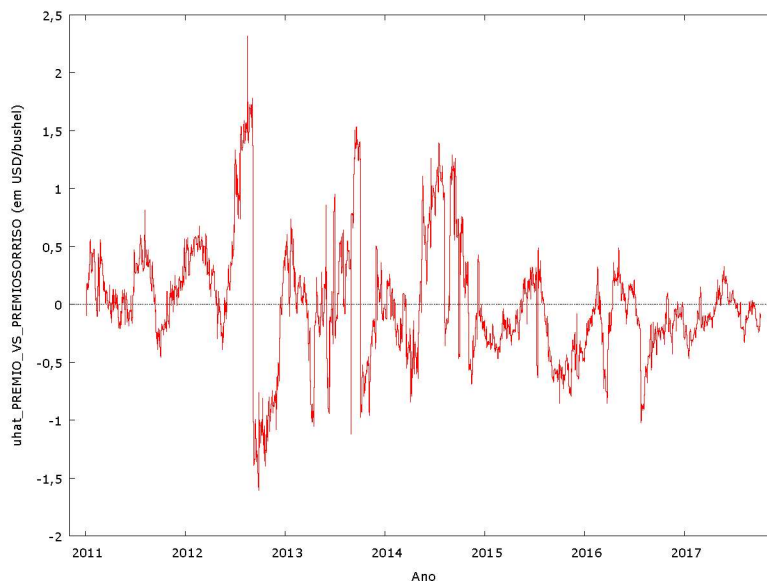
FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

GRÁFICO 27 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM DOURADOS, EM DÓLARES POR BUSHEL.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

GRÁFICO 28 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO DA SOJA EM PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PRÊMIO TEÓRICO DA SOJA EM SORRISO, EM DÓLARES POR BUSHEL.

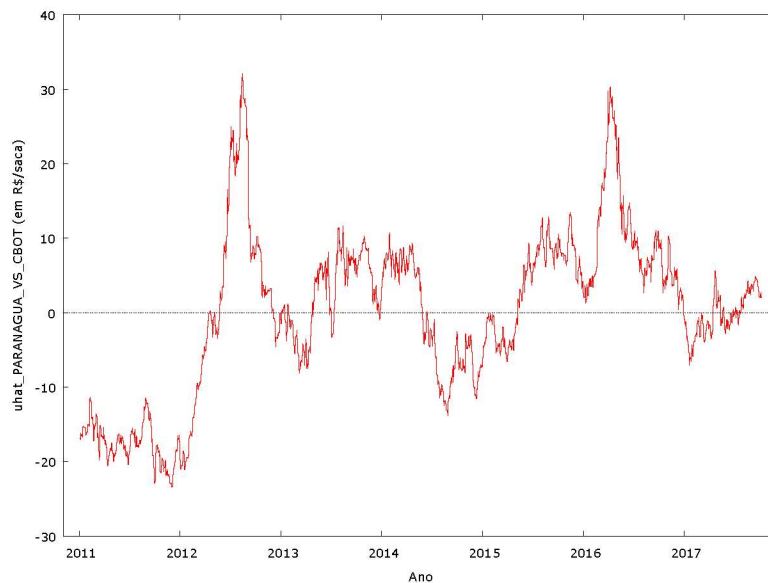


FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Ao fazer um comparativo com os gráficos de erros das regressões de cointegração que têm como variável dependente o preço da soja em Paranaguá, e

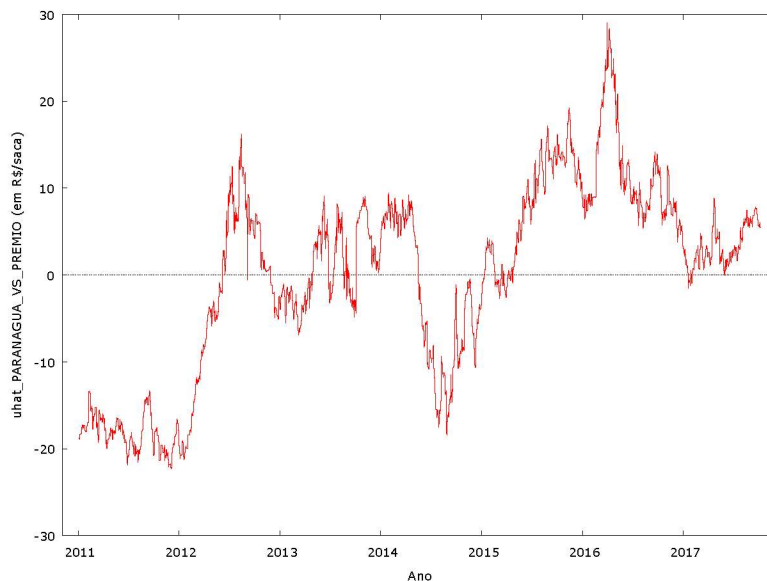
como variável dependente apenas um componente da formação do preço, os dois componentes combinados, é nítido que esses resíduos apresentam tendências no decorrer do tempo, diferentemente dos resíduos das figuras 21 a 28. Esses resíduos podem ser observados nas figuras (29 a 34) abaixo.

GRÁFICO 29 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO FUTURO DA SOJA EM CHICAGO, EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACCA.



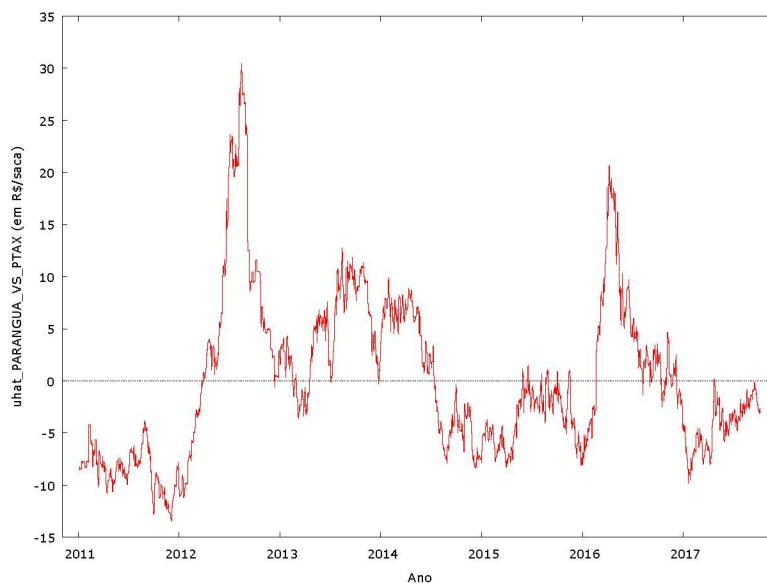
FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

GRÁFICO 30 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO EM PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

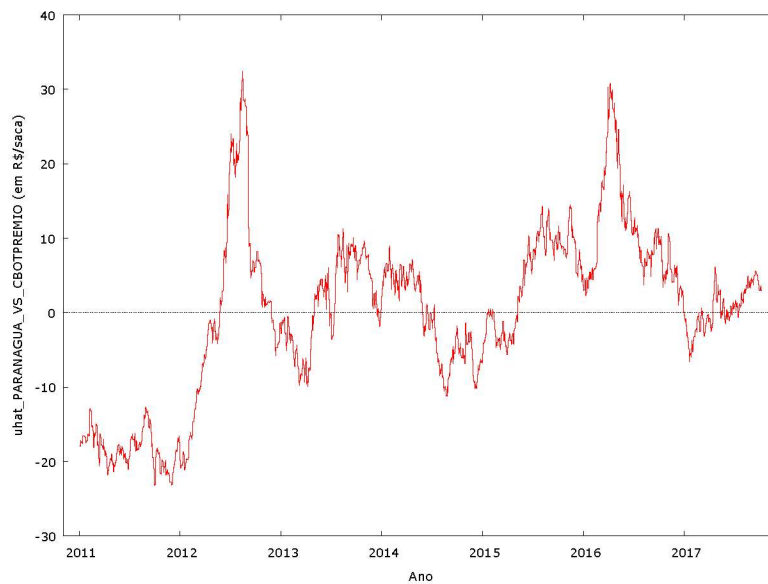
GRÁFICO 31 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DO DÓLAR EM REAIS, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

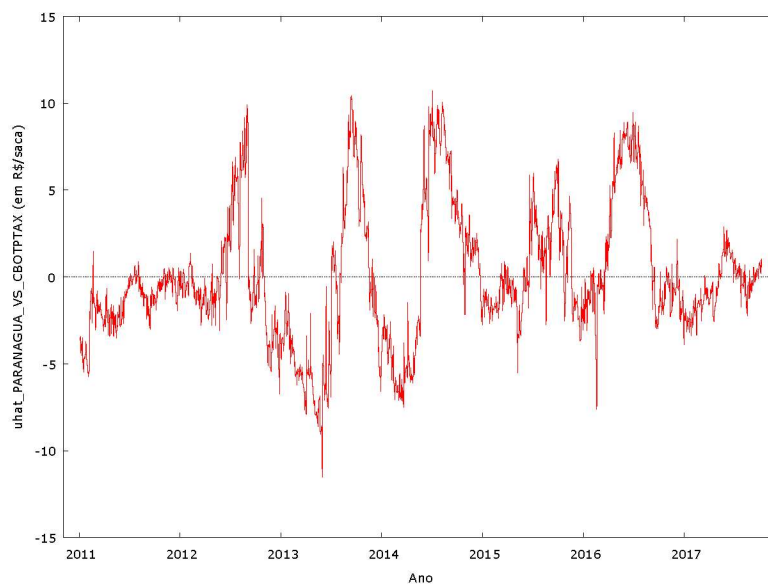
GRÁFICO 32 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO FUTURO DA SOJA EM CHICAGO SOMADO AO PREÇO

DO PRÊMIO FOB NAVIO EM PARANAGUÁ, EM DÓLARES POR BUSHEL, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA.



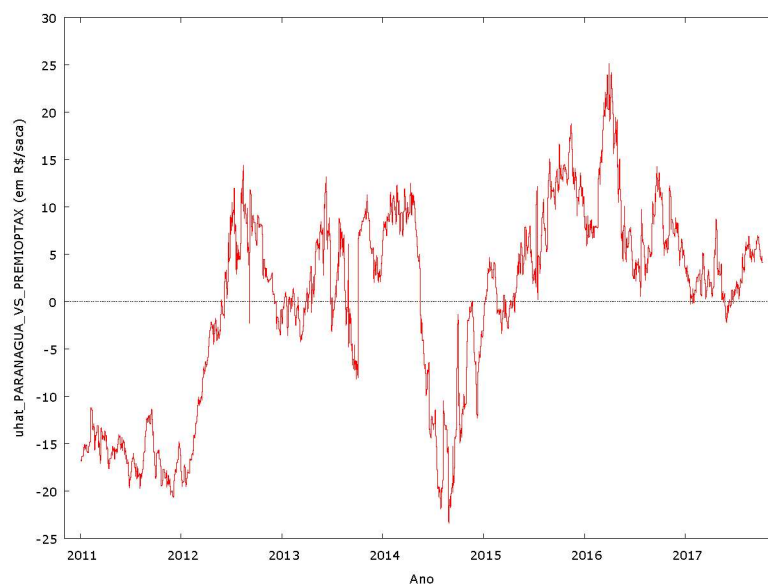
FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

GRÁFICO 33 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO FUTURO DA SOJA EM CHICAGO, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

GRÁFICO 34 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO DE COINTEGRAÇÃO, UTILIZANDO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE O PREÇO DO PRÊMIO FOB NAVIO EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA, E COMO VARIÁVEL DEPENDENTE O PREÇO DA SOJA FCA EM PARANAGUÁ, EM REAIS POR SACA.



FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

5 CONCLUSÃO

O presente trabalho tem como objetivo verificar a efetividade do tripé de formação do preço exposto pela teoria de comercialização da soja, para tentar comprovar se os mecanismos de hedge através da bolsa de Chicago e do dólar são eficientes no gerenciamento de risco dentro da comercialização de grãos. Dado que não é possível fazer o hedge em bolsa dos prêmios da soja, também se verifica a relação dos prêmios praticados no porto de Paranaguá com o prêmio teórico nas praças produtoras no interior.

É observado no teste de cointegração, através dos testes de Dickey-Fuller Aumentado e do teste KPSS, que somente as três variáveis de formação do preço da soja de forma integrada (CBOTPREMIOPTAX), ou seja, somente o preço futuro da soja em Chicago somado ao prêmio da soja FOB em Paranaguá, convertidos em reais, mostram relação de longo prazo com os preços da soja no porto de Paranaguá (PARANAGUA). O tripé de formação de preço também mostra relação de longo prazo, através do teste de DFA, com os preços da soja nas três praças do interior, porém não apresenta no teste KPSS. Conforme mencionando, o preço dos fretes e a

competição do mercado doméstico com o mercado de exportação são fatores que podem explicar a menor eficiência com os preços das praças no interior.

Ao tentar verificar a cointegração entre o preço da soja em Paranaguá com as variáveis individualmente ou integradas em duas, não se observa uma relação de longo prazo, porém verifica-se que quando as variáveis PREMIO e CBOT são colocadas em reais, transformando-as nas variáveis PREMIOPTAX e CBOTPTAX, sua influência sobre os preços em Paranaguá são maiores. A variáveis CBOTPREMIO, que é a soma do preço em Chicago com o prêmio FOB no porto de Paranaguá, apresenta o pior R^2 , o que significa que o câmbio tem uma grande participação no preço da soja em Paranaguá.

É possível concordar com o estudo de Mattos e Garcia (2004), de que os preços futuros em Chicago desempenham um papel importante na formação do preço, porém não é possível concordar, que a variável de forma individual, apresenta cointegração com os preços no mercado interno brasileiro, existência que é encontrada no estudo de Silva e Machado (2009). Também pode-se concordar com o estudo de Moreira e Brum, que os preços futuros na bolsa de Chicago juntamente com o dólar atuam na formação do preço da soja no Brasil, porém somente as duas variáveis não apresentam relação de longo prazo com os preços no mercado interno brasileiro. O estudo que mais se aproxima aos resultados deste trabalho, é o de Souza, Oliveira e Santini (2013), que conclui a existência das três variáveis como formadores de preços da soja no mercado brasileiro, ou seja, somente os preços futuros em Chicago somados ao prêmio e convertidos em reais por saca, de forma integrada, podem explicar os preços da soja no mercado interno no Brasil. Podemos dizer que o prêmio é a variável que capta os fatores de oferta e demanda local, sendo essencial para compor o preço do grão. Apesar disso, entre as três variáveis, o preço futuro na bolsa de Chicago e o câmbio têm uma influência maior da formação do preço, mostrando que mesmo que um agente faça o hedge somente para essas duas variáveis, deixando o prêmio em aberto, ele consegue realizar um gerenciamento de risco dentro da sua comercialização.

No caso dos prêmios, apesar de ser uma variável em que o comerciante não consegue realizar o hedge em bolsa, é a única variável que não apresenta raiz unitária, ou seja, é possível realizar previsões em torno dos prêmios, mostrando que existe uma sazonalidade que precisa ser estudada para que o agente faça o hedge das demais variáveis no momento correto, conseguindo captar o melhor prêmio no

preço negociado. Através do teste de Dickey-Fuller Aumentado, pode-se concluir a cointegração entre o prêmio da soja FOB em Paranaguá com o prêmio teórico das praças no interior no Brasil, porém a cointegração é rejeitada no teste KPSS. Entende-se que existe uma sazonalidade nos prêmios no decorrer do ano, pode ser necessário algum ajuste de sazonalidade na série, ou talvez outro modelo de regressão para captar melhor a relação entre as variáveis.

Como ponto final, sugere-se um estudo aprofundado em torno dos prêmios, dado que é uma variável possível de obter previsões e que não tem possibilidade de hedge dentro dos mecanismos de bolsa de valores.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARAUJO, M. **O Segredo do Grão**: O comércio de commodities agrícolas. Curitiba: Do autor, 2017.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA)**. Disponível em <<https://www.embrapa.br/web/portal/soja/cultivos/soja1/historia>>. Acesso em: 27 de agosto de 2017.

DALAGASSA, J. P. **Estratégias de Comercialização da Soja no Paraná em um Cenário de Forte Oscilação Cambial**. Dissertação de Pós-Graduação. Curitiba: UFPR, 2016.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. Porto Alegre: AMGH Editora Ltda, 2011.

HULL, J. C. **Fundamentos dos Mercados Futuros e de Opções**. São Paulo: Editora BMF, 2009.

LORTON, S.; WHITE, D. **The Art of Grain Merchandising**. Champaign: Stipes Publishing Company, 2010.

MAFIOLETTI, R. L. **Formação de Preços da Cadeia Agroindustrial da Soja na Década de 90**. Dissertação de Mestrado. Piracicaba: USP, 2000.

MANKKIW, N. G. **Introdução à Economia**: tradução da 3ª edição americana. São Paulo: Thomson Learning, 2007.

MARGARIDO, M. A.; SOUSA, E. L. L. **Formação de Preços da Soja no Brasil**. XXXVI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural (SOBER). São Paulo/SP, 1998.

MATTOS, F.; GARCIA, P. **Price Discovery in Thinly Traded Markets**: cash and futures relationships in brazilian agricultural futures markets. Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. Missouri, 2004.

MORAES, B. M. M.; FILHO, R. B.; VIEIRA, K. M.; CERETTA, P. S. **Análise de Causalidade de Preços no Mercado Internacional da Soja**: O Caso do Brasil, Argentina e Estados Unidos. *Desenvolvimento em Questão*, n. 34, 2016.

MORAES, M. **Prêmio de Exportação da Soja Brasileira**. Dissertação de Mestrado. Piracicaba: USP, 2002.

MOREIRA, J. N.; BRUM, A. L. **Relação entre a Bolsa de Chicago, o Câmbio e a Formação do Preço Médio da Soja Praticado no RS no período de 2006 a 2016**. XXII Jornada de Pesquisa. Ijuí, 2017.

NETO, A. M. **Análise de Cointegração e Causalidade entre o Preço da Soja na Bolsa de Chicago e o Preço no Mercado Físico Paranaense**. Dissertação de Graduação. Curitiba: UFPR, 2017.

REUTERS. **Thomson Reuters Eikon**. Plataforma de Informação. Disponível em: <<https://eikon.thomsonreuters.com/index.html>>. Acessado em: 30 de novembro de 2018.

ROCHA, D. T.; CORSO, J. M.; PEDRO, J. J.; SILVA, W. V. **Relação entre os preços do grão de soja nos mercados à vista e futuro: uma análise a partir da razão ótima de Hedge**. Revista da Faculdade de Administração e Economia, v. 1, n. 2, p. 113-137, 2010.

SAFRAS & MERCADO. **CMA Series 4 Agrícola by SAFRAS (CMA)**. Plataforma de Informação. Disponível em: <<http://www.safras.com.br/safrasprodutos/safrass4.aspx>>. Acesso em: 30 de novembro de 2018.

SANTOS, A. M. D. **A Evolução dos Preços Agrícolas e as Bolsas de Mercadorias e Futuros**: um estudo para o mercado da soja em grão, farelo e óleo no Brasil (1995 – 2002). Dissertação de Pós-Graduação. Porto Alegre: UFRGS, 2003.

SILVA, F. M.; MACHADO, T. A. **Transmissão de Preços da Soja entre o Brasil e os Estados Unidos no período de 1997 a 2007**. Revista Economia e Desenvolvimento, n. 21, 2009.

SOUZA, G. R.; OLIVEIRA, S. C.; SANTINI, G. A. **A influência do prêmio de exportação, da taxa de câmbio e dos preços externos sobre o preço da soja no Brasil**. Latin American Journal of Business Management, v. 4, n. 1, p. 85-103, Taubaté, 2013.

UNITED STATES OF AMERICA. United States Department of Agriculture (USDA). Office of Chief Economist. World Agricultural Outlook Board. **World Agricultural Supply and Demand Estimates**. Washington, 10 de abril de 2019.

APÊNDICE – APRESENTAÇÃO DOS TESTES ECONÔMÉTRICOS

TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL CBOT

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para CBOT
testar para baixo a partir de d 5efasagens, critério AIC
tamanho da amostra: 1761
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
incluindo 2 defasagens de $(1-L)CBOT$
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,00306105
estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,55818$
p-valor assintótico 0,5041
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,001
diferenças defasadas: $F(2, 1757) = 2,644 [0,0713]$

TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PREMIO

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para PREMIO
testar para baixo a partir de d 5efasagens, critério AIC
tamanho da amostra: 1762
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
incluindo 1 defasagem de $(1-L)PREMIO$
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,0213558
estatística de teste: $\tau_c(1) = -4,24352$
p-valor assintótico 0,0005511
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,000

TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PTAX

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para PTAX
testar para baixo a partir de d 5efasagens, critério AIC
tamanho da amostra: 1758
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
incluindo 5 defasagens de $(1-L)PTAX$
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,000818385
estatística de teste: $\tau_c(1) = -0,91987$
p-valor assintótico 0,7826
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,001
diferenças defasadas: $F(5, 1751) = 2,798 [0,0160]$

TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL CBOTPREMIO

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para CBOTPREMIO
 testar para baixo a partir de d 5efasagens, critério AIC
 tamanho da amostra: 1761
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 2 defasagens de (1-L)CBOTPREMIO
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,00494002
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,97356$
 p-valor assintótico 0,2988
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,001
 diferenças defasadas: $F(2, 1757) = 3,130 [0,0440]$

TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL CBOTPTAX

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para CBOTPTAX
 testar para baixo a partir de d 5efasagens, critério AIC
 tamanho da amostra: 1762
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 1 defasagem de (1-L)CBOTPTAX
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,00607034
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,36639$
 p-valor assintótico 0,1514
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,002]

TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PREMIOPTAX

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para PREMIOPTAX
 testar para baixo a partir de d 5efasagens, critério AIC
 tamanho da amostra: 1759
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 4 defasagens de (1-L)PREMIOPTAX
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0186055
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -3,69882$
 p-valor assintótico 0,004153
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,000
 diferenças defasadas: $F(4, 1753) = 3,004 [0,0175]$

TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL

CBOTPREMIOPTAX

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para CBOTPREMIOPTAX
 testar para baixo a partir de d 5efasagens, critério AIC
 tamanho da amostra: 1761
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 2 defasagens de (1-L)CBOTPREMIOPTAX
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,00680662
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,40102$
 p-valor assintótico 0,1414
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000
 diferenças defasadas: $F(2, 1757) = 7,316 [0,0007]$

TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PARANAGUA

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para PARANAGUA
 testar para baixo a partir de d 5efasagens, critério AIC
 tamanho da amostra: 1762
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 1 defasagem de (1-L)PARANAGUA
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,00452274
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,14393$
 p-valor assintótico 0,2275
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,000

TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL MARINGA

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para MARINGA
 testar para baixo a partir de d 5efasagens, critério AIC
 tamanho da amostra: 1760
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 3 defasagens de (1-L)MARINGA
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,00418938
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,90542$
 p-valor assintótico 0,3301
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,001
 diferenças defasadas: $F(3, 1755) = 7,004 [0,0001]$

TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL DOURADOS

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para DOURADOS
 testar para baixo a partir de d 5efasagens, critério AIC
 tamanho da amostra: 1761
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 2 defasagens de (1-L)DOURADOS
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,00402204
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,87603$
 p-valor assintótico 0,344
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,001
 diferenças defasadas: $F(2, 1757) = 6,109 [0,0023]$

TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL SORRISO

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para SORRISO
 testar para baixo a partir de d 5efasagens, critério AIC
 tamanho da amostra: 1760
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 3 defasagens de (1-L)SORRISO
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0048999
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,95904$
 p-valor assintótico 0,3054
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,001
 diferenças defasadas: $F(3, 1755) = 12,494 [0,0000]$

TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PREMIOPARANAGUA

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para PREMIOPARANAGUA
 testar para baixo a partir de d 5efasagens, critério AIC
 tamanho da amostra: 1760
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 3 defasagens de (1-L)PREMIOPARANAGUA
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0260096
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -3,88562$
 p-valor assintótico 0,002153
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,002
 diferenças defasadas: $F(3, 1755) = 56,314 [0,0000]$

TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PREMIOMARINGA

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para PREMIOMARINGA
 testar para baixo a partir de d 5efasagens, critério AIC
 tamanho da amostra: 1759
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 4 defasagens de (1-L)PREMIOMARINGA
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0140707
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,68233$
 p-valor assintótico 0,07707
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,000
 diferenças defasadas: $F(4, 1753) = 54,731 [0,0000]$

TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PREMIODOURADOS

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para PREMIODOURADOS
 testar para baixo a partir de d 5efasagens, critério AIC
 tamanho da amostra: 1759
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 4 defasagens de (1-L)PREMIODOURADOS
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0133554
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,88583$
 p-valor assintótico 0,047
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000
 diferenças defasadas: $F(4, 1753) = 20,575 [0,0000]$

TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PREMIOSORRISO

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para PREMIOSORRISO
 testar para baixo a partir de d 5efasagens, critério AIC
 tamanho da amostra: 1759
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 4 defasagens de (1-L)PREMIOSORRISO
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0117819
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,49138$
 p-valor assintótico 0,1175
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,002
 diferenças defasadas: $F(4, 1753) = 43,129 [0,0000]$

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL CBOT

teste KPSS para CBOT

T = 1764
 Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
 Estatística de teste = 20,0403

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PREMIO

teste KPSS para PREMIO

T = 1764
 Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
 Estatística de teste = 0,674731

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor interpolado	0,020		

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PTAX

teste KPSS para PTAX

T = 1764
 Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
 Estatística de teste = 25,3691

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL CBOTPREMIO

teste KPSS para CBOTPREMIO

T = 1764
 Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
 Estatística de teste = 18,314

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL CBOTPTAX

teste KPSS para CBOTPTAX

T = 1764
 Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
 Estatística de teste = 13,0572

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PREMIOPTAX

teste KPSS para PREMIOPTAX

T = 1764
 Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
 Estatística de teste = 4,01141

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL CBOTPREMIOPTAX

teste KPSS para CBOTPREMIOPTAX

T = 1764
 Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
 Estatística de teste = 14,811

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PARANAGUA

teste KPSS para PARANAGUA

T = 1764
 Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
 Estatística de teste = 14,5867

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL MARINGA

teste KPSS para MARINGA

T = 1764
 Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
 Estatística de teste = 11,762

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL DOURADOS

teste KPSS para DOURADOS

T = 1764
 Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
 Estatística de teste = 9,44436

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL SORRISO

teste KPSS para SORRISO

T = 1764
 Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
 Estatística de teste = 10,7475

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PREMIOPARANAGUA

teste KPSS para PREMIOPARANAGUA

T = 1764
 Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
 Estatística de teste = 1,59897

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PREMIOMARINGA

teste KPSS para PREMIOMARINGA

T = 1764
 Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
 Estatística de teste = 1,37293

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743

P-valor < .01

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PREMIODOURADOS

teste KPSS para PREMIODOURADOS

T = 1764

Parâmetro de truncagem da defasagem = 5

Estatística de teste = 1,51709

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PREMIOSORRISO

teste KPSS para PREMIOSORRISO

T = 1764

Parâmetro de truncagem da defasagem = 5

Estatística de teste = 5,07454

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER UTILIZANDO PARANAGUA COMO VARIÁVEL COMO DEPENDENTE E CBOT COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE

Passo 1: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2011-01-04:2017-10-06 (T = 1764)

Variável dependente: PARANAGUA

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	84,8306	1,36024	62,36	0,0000	***
CBOT	-1,41071	0,112546	-12,53	1,38e-034	***

Média var. dependente 68,08980 D.P. var. dependente 11,29887

Soma resid. quadrados	206646,0	E.P. da regressão	10,82955
R-quadrado	0,081868	R-quadrado ajustado	0,081347
Log da verossimilhança	-6704,347	Critério de Akaike	13412,69
Critério de Schwarz	13423,64	Critério Hannan-Quinn	13416,74
rô	0,993957	Durbin-Watson	0,010729

Passo 2: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat
incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat
tamanho da amostra: 1758
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,00590759
estatística de teste: $\tau_c(2) = -2,3746$
p-valor assintótico 0,3366
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,000
diferenças defasadas: $F(5, 1752) = 0,752 [0,5848]$

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais e;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

TESTE KPSS DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS RESÍDUOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO ACIMA

teste KPSS para uhat_PARANAGUA_VS_CBOT

T = 1764

Parâmetro de truncagem da defasagem = 5

Estatística de teste = 7,81365

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER UTILIZANDO PARANAGUA COMO VARIÁVEL COMO DEPENDENTE E PREMIO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE

Passo 1: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2011-01-04:2017-10-06 (T = 1764)

Variável dependente: PARANAGUA

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	65,1241	0,370864	175,6	0,0000	***
PREMIO	4,11024	0,366557	11,21	3,10e-028	***
Média var. dependente	68,08980	D.P. var. dependente		11,29887	
Soma resid. quadrados	210081,2	E.P. da regressão		10,91920	

R-quadrado	0,066606	R-quadrado ajustado	0,066076
Log da verossimilhança	-6718,888	Critério de Akaike	13441,78
Critério de Schwarz	13452,73	Critério Hannan-Quinn	13445,82
rô	0,993537	Durbin-Watson	0,011387

Passo 2: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat
incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat
tamanho da amostra: 1758
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,00561629
estatística de teste: $\tau_c(2) = -2,20494$
p-valor assintótico 0,421
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,000
diferenças defasadas: $F(5, 1752) = 5,174 [0,0001]$

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais e;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

TESTE KPSS DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS RESÍDUOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO ACIMA

teste KPSS para uhat_PARANAGUA_VS_PREMIO

T = 1764
Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
Estatística de teste = 14,4641

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER UTILIZANDO PARANAGUA COMO VARIÁVEL COMO DEPENDENTE E PTAX COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE

Passo 1: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -
MQO, usando as observações 2011-01-04:2017-10-06 (T = 1764)
Variável dependente: PARANAGUA

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	37,5937	0,686068	54,80	0,0000	***
PTAX	11,7581	0,255128	46,09	6,14e-305	***
Média var. dependente	68,08980	D.P. var. dependente		11,29887	
Soma resid. quadrados	102052,6	E.P. da regressão		7,610428	
R-quadrado	0,546579	R-quadrado ajustado		0,546321	

Log da verossimilhança	-6082,079	Critério de Akaike	12168,16
Critério de Schwarz	12179,11	Critério Hannan-Quinn	12172,20
rô	0,991162	Durbin-Watson	0,017053

Passo 2: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat
incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat
tamanho da amostra: 1758
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,00771187
estatística de teste: $\tau_c(2) = -2,46942$
p-valor assintótico 0,2928
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,001
diferenças defasadas: $F(5, 1752) = 4,566 [0,0004]$

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais e;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

TESTE KPSS DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS RESÍDUOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO ACIMA

teste KPSS para uhat_PARANAGUA_VS_PTAX

T = 1764

Parâmetro de truncagem da defasagem = 5

Estatística de teste = 1,82277

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER UTILIZANDO PARANAGUA COMO VARIÁVEL COMO DEPENDENTE E CBOTPREMIO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE

Passo 1: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2011-01-04:2017-10-06 (T = 1764)

Variável dependente: PARANAGUA

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	80,6735	1,45906	55,29	0,0000	***
CBOTPREMIO	-0,999627	0,114000	-8,769	4,17e-018	***
Média var. dependente	68,08980	D.P. var. dependente	11,29887		
Soma resid. quadrados	215661,4	E.P. da regressão	11,06326		
R-quadrado	0,041813	R-quadrado ajustado	0,041269		
Log da verossimilhança	-6742,010	Critério de Akaike	13488,02		

Critério de Schwarz	13498,97	Critério Hannan-Quinn	13492,07
rô	0,994383	Durbin-Watson	0,009797

Passo 2: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat
incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat
tamanho da amostra: 1758
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,00552691
estatística de teste: $\tau_c(2) = -2,32506$
p-valor assintótico 0,3606
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000
diferenças defasadas: $F(5, 1752) = 0,640 [0,6693]$

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais e;
(b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

TESTE KPSS DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS RESÍDUOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO ACIMA

teste KPSS para uhat_PARANAGUA_VS_CBOTPREMIO

T = 1764
Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
Estatística de teste = 9,62361

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER UTILIZANDO PARANAGUA COMO VARIÁVEL COMO DEPENDENTE E CBOTPTAX COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE

Passo 1: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -
MQO, usando as observações 2011-01-04:2017-10-06 (T = 1764)
Variável dependente: PARANAGUA

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-2,23602	0,613769	-3,643	0,0003	***
CBOTPTAX	1,08316	0,00934727	115,9	0,0000	***
Média var. dependente	68,08980	D.P. var. dependente	11,29887		
Soma resid. quadrados	26107,69	E.P. da regressão	3,849296		
R-quadrado	0,884003	R-quadrado ajustado	0,883937		
Log da verossimilhança	-4879,685	Critério de Akaike	9763,371		
Critério de Schwarz	9774,321	Critério Hannan-Quinn	9767,417		
rô	0,955874	Durbin-Watson	0,087759		

Passo 2: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat
incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat
tamanho da amostra: 1758
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,0251013
estatística de teste: $\tau_c(2) = -3,64058$
p-valor assintótico 0,02183
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,002
diferenças defasadas: $F(5, 1752) = 33,753 [0,0000]$

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais e;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

TESTE KPSS DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS RESÍDUOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO ACIMA

teste KPSS para uhat_PARANAGUA_VS_CBOTPTAX

T = 1764
Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
Estatística de teste = 2,01891

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER UTILIZANDO PARANAGUA COMO VARIÁVEL COMO DEPENDENTE E PREMIOPTAX COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE

Passo 1: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -
MQO, usando as observações 2011-01-04:2017-10-06 (T = 1764)
Variável dependente: PARANAGUA

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	62,7545	0,358504	175,0	0,0000	***
PREMIOPTAX	1,27251	0,0629824	20,20	8,20e-082	***
Média var. dependente	68,08980	D.P. var. dependente	11,29887		
Soma resid. quadrados	182736,9	E.P. da regressão	10,18381		
R-quadrado	0,188097	R-quadrado ajustado	0,187636		
Log da verossimilhança	-6595,896	Critério de Akaike	13195,79		
Critério de Schwarz	13206,74	Critério Hannan-Quinn	13199,84		
rô	0,989615	Durbin-Watson	0,019340		

Passo 2: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat

incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat
 tamanho da amostra: 1758
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,00853571
 estatística de teste: $\tau_c(2) = -2,56835$
 p-valor assintótico 0,2503
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000
 diferenças defasadas: $F(5, 1752) = 6,102 [0,0000]$

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais e;
 (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

TESTE KPSS DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS RESÍDUOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO ACIMA

teste KPSS para uhat_PARANAGUA_VS_PREMIOPTAX

T = 1764
 Parâmetro de truncagem da defasagem = 5
 Estatística de teste = 11,3095

Valores críticos: 10% 5% 1%
 0,348 0,462 0,743
 P-valor < .01

TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER UTILIZANDO PARANAGUA COMO VARIÁVEL COMO DEPENDENTE E CBOTPREMIOPTAX COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE

Passo 1: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -
 MQO, usando as observações 2011-01-04:2017-10-06 (T = 1764)
 Variável dependente: PARANAGUA

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-1,08913	0,318846	-3,416	0,0007	***
CBOTPREMIOPTAX	1,00086	0,00455477	219,7	0,0000	***
Média var. dependente	68,08980	D.P. var. dependente		11,29887	
Soma resid. quadrados	7924,066	E.P. da regressão		2,120660	
R-quadrado	0,964793	R-quadrado ajustado		0,964773	
Log da verossimilhança	-3828,054	Critério de Akaike		7660,108	
Critério de Schwarz	7671,059	Critério Hannan-Quinn		7664,155	
rô	0,801727	Durbin-Watson		0,395722	

Passo 2: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat
 incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat

tamanho da amostra: 1758

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,135971
 estatística de teste: $\tau_c(2) = -8,27636$
 p-valor assintótico 8,432e-013
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000
 diferenças defasadas: $F(5, 1752) = 13,500 [0,0000]$

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais e;
 (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

TESTE KPSS DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS RESÍDUOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO ACIMA

teste KPSS para uhat_PARANGUA_VS_CBOTPREMIOPTAX

T = 1764

Parâmetro de truncagem da defasagem = 5

Estatística de teste = 0,250536

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor > .10			

TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER UTILIZANDO MARINGA COMO VARIÁVEL COMO DEPENDENTE E CBOTPREMIOPTAX COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE

Passo 1: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2011-01-04:2017-10-06 (T = 1764)

Variável dependente: MARINGA

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-1,97332	0,480174	-4,110	4,15e-05 ***
CBOTPREMIOPTAX	0,960678	0,00685935	140,1	0,0000 ***
Média var. dependente	64,42823	D.P. var. dependente	11,12079	
Soma resíd. quadrados	17971,40	E.P. da regressão	3,193655	
R-quadrado	0,917575	R-quadrado ajustado	0,917528	
Log da verossimilhança	-4550,304	Critério de Akaike	9104,607	
Critério de Schwarz	9115,558	Critério Hannan-Quinn	9108,654	
rô	0,910617	Durbin-Watson	0,178786	

Passo 2: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat

incluindo 5 defasagens de $(1-L)uhat$

tamanho da amostra: 1758

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0503199
 estatística de teste: $\tau_c(2) = -4,95347$
 p-valor assintótico 0,0001805
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,001
 diferenças defasadas: $F(5, 1752) = 26,688 [0,0000]$

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais e;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

TESTE KPSS DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS RESÍDUOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO ACIMA

teste KPSS para uhat_MARINGA_VS_CBOTPREMIOPTAX

T = 1764

Parâmetro de truncagem da defasagem = 5

Estatística de teste = 1,90804

 10% 5% 1%
 Valores críticos: 0,348 0,462 0,743
 P-valor < .01

TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER UTILIZANDO DOURADOS COMO VARIÁVEL COMO DEPENDENTE E CBOTPREMIOPTAX COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE

Passo 1: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2011-01-04:2017-10-06 (T = 1764)

Variável dependente: DOURADOS

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-3,14122	0,648544	-4,843	1,39e-06	***
CBOTPREMIOPTAX	0,912632	0,00926454	98,51	0,0000	***
Média var. dependente	59,93940	D.P. var. dependente		11,00032	
Soma resid. quadrados	32784,10	E.P. da regressão		4,313489	
R-quadrado	0,846326	R-quadrado ajustado		0,846239	
Log da verossimilhança	-5080,529	Critério de Akaike		10165,06	
Critério de Schwarz	10176,01	Critério Hannan-Quinn		10169,10	
rô	0,952827	Durbin-Watson		0,094366	

Passo 2: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat

incluindo 5 defasagens de $(1-L)uhat$

tamanho da amostra: 1758

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$

valor estimado de (a - 1): -0,0340734
estatística de teste: tau_c(2) = -4,57024
p-valor assintótico 0,0008944
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,000
diferenças defasadas: F(5, 1752) = 9,927 [0,0000]

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais e;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

TESTE KPSS DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS RESÍDUOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO ACIMA

teste KPSS para uhat_DOURADOS_VS_CBOTPREMIOPTAX

T = 1764

Parâmetro de truncagem da defasagem = 5

Estatística de teste = 2,64424

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER UTILIZANDO SORRISO COMO VARIÁVEL COMO DEPENDENTE E CBOTPREMIOPTAX COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE

Passo 1: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2011-01-04:2017-10-06 (T = 1764)

Variável dependente: SORRISO

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-6,60383	0,597857	-11,05	1,79e-027 ***
CBOTPREMIOPTAX	0,901156	0,00854047	105,5	0,0000 ***
Média var. dependente	55,68359	D.P. var. dependente	10,75428	
Soma resid. quadrados	27859,88	E.P. da regressão	3,976369	
R-quadrado	0,863364	R-quadrado ajustado	0,863287	
Log da verossimilhança	-4936,978	Critério de Akaike	9877,956	
Critério de Schwarz	9888,907	Critério Hannan-Quinn	9882,003	
rô	0,935433	Durbin-Watson	0,129094	

Passo 2: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat

incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat

tamanho da amostra: 1758

hipótese nula de raiz unitária: a = 1

modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
valor estimado de (a - 1): -0,0370928
estatística de teste: tau_c(2) = -4,33993
p-valor assintótico 0,002167

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,001
diferenças defasadas: F(5, 1752) = 25,819 [0,0000]

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais e;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

TESTE KPSS DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS RESÍDUOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO ACIMA

teste KPSS para uhat_SORRISO_VS_CBOTPREMIOPTAX

T = 1764

Parâmetro de truncagem da defasagem = 5

Estatística de teste = 1,27767

Valores críticos: 10% 0,348 5% 0,462 1% 0,743
P-valor < .01

TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER UTILIZANDO PREMIOPARANAGUA COMO VARIÁVEL COMO DEPENDENTE E PREMIO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE

Passo 1: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2011-01-04:2017-10-06 (T = 1764)

Variável dependente: PREMIOPARANAGUA

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,101393	0,0130941	-7,743	1,62e-014	***
PREMIO	0,860211	0,0129420	66,47	0,0000	***
Média var. dependente	0,519274	D.P. var. dependente	0,721793		
Soma resíd. quadrados	261,8849	E.P. da regressão	0,385525		
R-quadrado	0,714877	R-quadrado ajustado	0,714715		
Log da verossimilhança	-820,6508	Critério de Akaike	1645,302		
Critério de Schwarz	1656,252	Critério Hannan-Quinn	1649,348		
ró	0,803069	Durbin-Watson	0,391300		

Passo 2: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat

incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat

tamanho da amostra: 1758

hipótese nula de raiz unitária: a = 1

modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$

valor estimado de (a - 1): -0,128802

estatística de teste: tau_c(2) = -7,99925

p-valor assintótico 5,552e-012

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,001

diferenças defasadas: $F(5, 1752) = 18,396 [0,0000]$

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais e;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

TESTE KPSS DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS RESÍDUOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO ACIMA

teste KPSS para uhat_PREMIOPARANAGUA_VS_PREMIO

T = 1764

Parâmetro de truncagem da defasagem = 5

Estatística de teste = 1,91602

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER UTILIZANDO PREMIOMARINGA COMO VARIÁVEL COMO DEPENDENTE E PREMIO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE

Passo 1: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2011-01-04:2017-10-06 (T = 1764)

Variável dependente: PREMIOMARINGA

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-0,800129	0,0211460	-37,84	7,88e-230 ***
PREMIO	0,931654	0,0209004	44,58	3,37e-291 ***
Média var. dependente	-0,127914	D.P. var. dependente	0,907896	
Soma resíd. quadrados	682,9899	E.P. da regressão	0,622593	
R-quadrado	0,530009	R-quadrado ajustado	0,529742	
Log da verossimilhança	-1666,114	Critério de Akaike	3336,228	
Critério de Schwarz	3347,178	Critério Hannan-Quinn	3340,274	
rô	0,916886	Durbin-Watson	0,166113	

Passo 2: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat

incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat

tamanho da amostra: 1758

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0476391
 estatística de teste: $\tau_c(2) = -4,87923$
 p-valor assintótico 0,0002492
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000
 diferenças defasadas: $F(5, 1752) = 26,463 [0,0000]$

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais e;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

TESTE KPSS DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS RESÍDUOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO ACIMA

teste KPSS para uhat_PREMIOMARINGA_VS_PREMIO

T = 1764

Parâmetro de truncagem da defasagem = 5

Estatística de teste = 1,07909

Valores críticos: 10% 5% 1%
 0,348 0,462 0,743
 P-valor < .01

TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER UTILIZANDO PREMIODOURADOS COMO VARIÁVEL COMO DEPENDENTE E PREMIO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE

Passo 1: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2011-01-04:2017-10-06 (T = 1764)

Variável dependente: PREMIODOURADOS

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-1,71676	0,0276251	-62,15	0,0000	***
PREMIO	1,08292	0,0273042	39,66	2,11e-246	***
Média var. dependente	-0,935408	D.P. var. dependente	1,118668		
Soma resid. quadrados	1165,639	E.P. da regressão	0,813353		
R-quadrado	0,471665	R-quadrado ajustado	0,471365		
Log da verossimilhança	-2137,582	Critério de Akaike	4279,165		
Critério de Schwarz	4290,116	Critério Hannan-Quinn	4283,211		
rô	0,944145	Durbin-Watson	0,111707		

Passo 2: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat

incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat

tamanho da amostra: 1758

hipótese nula de raiz unitária: a = 1

modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de (a - 1): -0,0425208
 estatística de teste: tau_c(2) = -5,19091
 p-valor assintótico 6,212e-005
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,002
 diferenças defasadas: F(5, 1752) = 7,964 [0,0000]

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais e;

(b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

TESTE KPSS DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS RESÍDUOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO ACIMA

teste KPSS para uhat_PREMIODOURADOS_VS_PREMIO

T = 1764

Parâmetro de truncagem da defasagem = 5

Estatística de teste = 1,14397

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			

TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER UTILIZANDO PREMIOSSORRISO COMO VARIÁVEL COMO DEPENDENTE E PREMIO COMO VARIÁVEL INDEPENDENTE

Passo 1: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2011-01-04:2017-10-06 (T = 1764)

Variável dependente: PREMIOSSORRISO

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-2,58060	0,0285235	-90,47	0,0000	***
PREMIO	1,15887	0,0281922	41,11	1,44e-259	***
Média var. dependente	-1,744444	D.P. var. dependente	1,175086		
Soma resid. quadrados	1242,691	E.P. da regressão	0,839805		
R-quadrado	0,489528	R-quadrado ajustado	0,489238		
Log da verossimilhança	-2194,039	Critério de Akaike	4392,078		
Critério de Schwarz	4403,028	Critério Hannan-Quinn	4396,124		
rô	0,938536	Durbin-Watson	0,122955		

Passo 2: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat

incluindo 5 defasagens de (1-L)uhat

tamanho da amostra: 1758

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,0389847

estatística de teste: $\tau_c(2) = -4,63198$

p-valor assintótico 0,0006987

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000

diferenças defasadas: $F(5, 1752) = 19,289 [0,0000]$

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

(a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais e;

(b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

TESTE KPSS DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS RESÍDUOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO ACIMA

teste KPSS para uhat_PREMIOSORRISO_VS_PREMIO

T = 1764

Parâmetro de truncagem da defasagem = 5

Estatística de teste = 6,66404

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,743
P-valor < .01			