

Investigação Sobre a Transmissão de Preço da Soja nos Mercados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul

Artigo Completo

Adriana Beatriz Retamozo Marques UEMS-PP drybrm@hotmail.com

Aline Leandro Alves UEMS-PP aline_leandro_alves@hotmail.com

Ariely de Souza Dutra UEMS-PP ariely.dutra@live.com

Ismael Nunes UEMS-PP ismael-nunes@hotmail.com

Josué Bengtson Brasil Rodrigues UEMS-PP josuebengtson@hotmail.com

Vanílson A. Bazzano UEMS-PP bazzano_10@hotmail.com

Resumo:

O objetivo deste artigo é mostrar se há transmissão de preço no mercado de soja entre os Estado de Mato Grosso em relação a Mato Grosso do Sul. Os dados correspondem aos preços médios de séries mensais desde 2004 a 2013 obtido no site da Agrolink e Conab (Companhia Nacional de Abastecimento) e Embrapa (Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária), a metodologia utilizada foi à cointegração de séries temporais, a não estacionariedade de variáveis podendo ser verificada utilizando o Teste de Raiz Unitário (Dickey-Fuller) e sua relação de longo prazo podendo ser estimada por uma regressão de MQO – Mínimos Quadrados Ordinários. A principal conclusão deste estudo foi de que Mato Grosso do Sul não influência sobre a transmissão de preço do Estado de Mato Grosso.

Palavra- Chave: Transmissão de Preço, Mercado Interno, Soja.

1 Introdução

A soja e seus derivados constituem um dos produtos agrícolas mais comercializados em termos mundiais, dado que servem como principais insumos em diversos segmentos da cadeia agroindustrial. Esta “matéria-prima é um dos produtos agrícolas mais comercializados no mundo, provavelmente devido à variedade de formas de consumo, que se estendem desde alimentação (humana e animal) até a indústria farmacêutica e siderúrgica. Essa diversidade é possível porque as indústrias de processamento de soja produzem subprodutos, farelo e óleo, que se constituem em importante matéria-prima para diferentes setores industriais” (FREITAS et al., 2001, p.2).

A agricultura brasileira apresenta setores bastante distintos, esta diferenciação não diz respeito apenas a características como tamanho das propriedades, valor da produção ou número de trabalhadores, mas principalmente ao processo de formação de preços de cada cultura produzida no País, este é o processo que determina as variáveis relevantes a cada cultura e propiciam a correta elaboração de políticas agrícolas compatíveis com estas variáveis. (COELHO, A. B; A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos).

Desde a década de 1970, o produto que impulsionou a economia de exportação foi à soja, introduzida a partir de sementes trazidas da Ásia e dos Estados Unidos. O modelo adotado para o plantio de soja foi a monocultura extensiva e mecanizada, que provocou desemprego no meio rural e lucratividade para um novo setor chamado de agronegócio. (Brasil, conjuntura econômica, 2010).

O crescimento da cultura da soja ocorreu através da expansão da fronteira agrícola na direção da Amazônia, o que por sua vez vem causando desmatamentos em larga escala. A partir da década de 70, a cultura da soja evoluiu significativamente nos estados produtores, não só no Sul, mas também nos estados do Centro-Oeste do Brasil.

Uma das questões que mais influenciam na eficiência do complexo de soja, é a infraestrutura de transportes deficiente, sobretudo na região Centro-Oeste. O alto custo do frete rodoviário até Paranaguá reduz a renda disponível dos agricultores do Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, apesar de sua alta produtividade. (Filho; Siqueira e De Paula, página 6).

Atualmente entre os produtos agrícolas a soja é um dos principais propulsores da economia no Brasil, sendo um dos maiores produtores mundiais, segundo a Embrapa (Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária) na safra de 2010/ 2011 o estado de Mato Grosso é o maior produtor brasileiro, sua produção chegou a 20,4 milhões de toneladas, sendo sua área total de plantio de 6,4 milhões de hectares e com sua produtividade chegou a 3.190 kg/ha. Enquanto no mesmo período o Estado de Mato Grosso do Sul teve sua produção de 5,1 milhões de toneladas, com uma área plantada de 1,7 milhões de hectares e sua produtividade de 2.937 kg/ha.

Frente a isso, por saber que o Estado de Mato Grosso detém a primeira posição no Brasil na produção de soja, este estudo tem por objetivo verificar se há uma influência de transmissão de preço sobre o Estado de Mato Grosso do Sul.

1. Referencial Teórico

1.1 Transmissão de preço

A cultura foi escolhida devido a grande representatividade de sua cadeia produtiva para o Estado de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul e sua transmissão de preço de um Estado para outro. Segundo CONFORTI (2004), As premissas de transmissão de preços totais e integração de mercado correspondem àquelas de competição padrão, ou seja, em um mundo real e sem atrito, a Lei do Preço Único (LPU) deveria regular relações de preço especiais, enquanto o preço ao longo da cadeia de produção dependerá exclusivamente dos Custos de produção.

“a Lei do Preço Único, apesar de parecer semelhante à Paridade do Poder de Compra (PPC), é diferente dela”. Enquanto a LPU se aplica a produtos específicos, a PPC se refere ao nível geral de preços, refletindo os preços de todos os produtos que compõem determinada cesta de bens e serviços de referência.” (KRUGMAN e OBSTFELD, 1997).

Através da análise da transmissão de preços que trabalha com a identificação do agente da cadeia (produtor, atacadista e varejista) que origina a mudança de preços. A liderança se associa à sensibilidade do setor às variações da oferta e demanda, ao custo para alterar os

preços, à quantidade de transações com poucos produtos (especialização), e ao risco de prejuízo.

A transmissão do preço da soja no Brasil depende muito do setor externo, como a Bolsa de Chicago. Segundo (MARGARIDO, M. A; SOUZA, Eduardo L. L) “muitos autores como” (AGUIAR e BARROS, 1991; NEVES, 1993; LAZZARINE, 1997) “também estudaram a transmissão de preço desta commodity e mostraram a influência do preço internacional sobre o preço interno, indicando que o Brasil, além de um grande produtor e exportador de soja, caracteriza-se como um País tomador de preços no mercado externo”.

Através da análise da transmissão de preços é possível avaliar o comportamento e o repasse dos preços nos distintos níveis da cadeia de comercialização. Estudos sobre transmissão de preços podem fornecer importantes informações quanto à forma como são transmitidas as mudanças de um mercado a outro, a extensão de integração de mercado, assim como até que ponto os mercados funcionam eficazmente. Além disso, são fundamentados em conceitos relacionados ao comportamento de preço em condições de espaço, a exemplo da Lei do Preço Único, (RAPSOMANIKIS, 2003).

Como em outros estudos a transmissão de preço e a lei do preço único servem para investigar os impactos sobre um produto, nesse caso em especial a soja produzida no Estado de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. Fackler e Goodwin (2001) ressaltam que a LPU garante que mercados regionais, ligados pelo comércio e arbitragem, apresentarão um preço único para seus produtos, porém destacam a importância de separar os custos de transferência (ou de transação). É possível, também, que dois mercados sejam integrados, mas que a LPU não se aplique devido aos altos custos de transferência, informação assimétrica ou barreiras comerciais. Assim, afirma-se que dois mercados são perfeitamente integrados quando uma variação no preço de um mercado é transmitida integralmente ao outro.

2. Metodologia

Conforme Gujarati (2006), a regressão de uma variável de série temporal sobre uma ou mais variáveis de séries temporais pode proporcionar resultados sem sentido ou espúrios. Esse fenômeno é conhecido como regressão espúria. Uma forma de prevenir-se contra ela é descobrir se as séries temporais são cointegradas.

Ou seja, existe um perigo de se obter resultados aparentemente significativos de regressões provenientes de dados sem qualquer relação quando utilizamos séries não estacionárias em análises de regressão. Esses resultados são completamente sem significado, ou espúrios. Neste sentido, a aparente significância da relação é falsa, resultante do fato de que nós relacionamos uma série que se move vagarosamente com outra.

Como uma regra geral, séries temporais não estacionárias não deveriam ser utilizadas em modelos de regressão para evitar o problema de regressão espúria. Mas existe uma exceção a esta regra. Se Y_t e X_t são variáveis não estacionárias $I(1)$, então nós esperaríamos que suas diferenças ou qualquer combinação linear delas, tal como $e_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t$, sejam $I(1)$ também. Contudo, existem importantes casos quando $e_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t$ é um processo estacionário $I(0)$. Nesse caso, Y_t e X_t são ditas cointegradas.

A cointegração significa que, a despeito de serem individualmente não estacionárias, uma combinação linear de duas ou mais séries temporais pode ser estacionária. O teste de Engle-Granger pode ser utilizado para descobrir se duas ou mais séries temporais são cointegradas. Assim, pode-se afirmar que a cointegração de duas (ou mais) séries temporais sugere que há relação de longo prazo, ou de equilíbrio, entre elas. Neste caso cointegração implica que Y_t e X_t compartilham de tendências estocásticas similares e, já que sua diferença e_t é estacionária, elas nunca divergem muito uma da outra.

As variáveis cointegradas Y_t e X_t exibem uma relação de equilíbrio de longo prazo definida por $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + e_t$, e e_t é o erro de equilíbrio, que representa um desvio de curto prazo da relação de longo prazo. Pode-se verificar se Y_t e X_t são cointegradas testando se os erros $e_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t$ são estacionários, ao empregar um teste de Dickey-Fuller, por exemplo. Todavia, e mais prático aplicar o teste de cointegração de Engle-Granger.

O mecanismo de transmissão de preço se aproveita dessa ideia de cointegração, pois sugere que há uma relação entre os preços de determinados produtos em longo prazo quando as séries entre esses preços forem cointegradas. As estratégias de Estimação de Modelo de Co-Integração podem ser resumidas da seguinte maneira:

- Uma regressão entre duas variáveis não estacionárias pode produzir resultados espúrios;
- A não-estacionariedade de variáveis pode ser verificada utilizando o Teste de Raiz Unitária (Dickey-Fuller);
- Se duas variáveis não estacionárias são cointegradas, sua relação de longo prazo pode ser estimada por uma regressão de MQO – Mínimos Quadrados Ordinários.

A cointegração pode ser verificada por um teste de raiz unitária (Dickey-Fuller) nos resíduos da regressão. (HILL, GRIFFITHS, JUDGE, 2000).

3. Análise de Dados

Com o intuito de verificar a ocorrência de Cointegração entre os Preços da Soja entre os Estados e Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, passa-se a verificação sobre a existência de raiz unitária nas referidas variáveis de preço. Neste sentido denomina-se o Preço da Soja em Mato Grosso do Sul por PT_MS cuja aplicação do Teste de Dickey-Fuller, conforme pode ser verificado no Quadro 01, apresenta raiz unitária. Tal presença é diagnosticada pelo p-valor da variável independente em cada regressão, a qual é bem maior que 0,05; isso leva a aceitação da hipótese nula de existência de raiz unitária.

Quadro 1: Teste de Dickey-Fuller à variável Preço da Soja no estado de Mato Grosso do Sul.

Teste de Dickey-Fuller para PT_MS
dimensão de amostragem 110
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

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

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,442

valor estimado de $(a - 1)$: -0,00553192

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -0,774829$

p-valor 0,3784

Regressão de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2004:04-2013:05 (T = 110)

Variável dependente: d_PT_MS

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
PT_MS_1	-0,00553192	0,00713954	-0,7748	0,3784

AIC: 562,093 BIC: 564,793 HQC: 563,188

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,452

valor estimado de $(a - 1)$: -0,0393153

estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,65504$

p-valor 0,4512

Regressão de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2004:04-2013:05 (T = 110)

Variável dependente: d_PT_MS

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	1,46576	0,983540	1,490	0,1391
PT_MS_1	-0,0393153	0,0237549	-1,655	0,4512

AIC: 561,854 BIC: 567,255 HQC: 564,045

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,446
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0278793
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -0,826048$
 p-valor 0,9594

Regressão de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2004:04-2013:05 (T = 110)

Variável dependente: d_PT_MS

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,658164	1,95462	0,3367	0,7370
PT_MS_1	-0,0278793	0,0337503	-0,8260	0,9594
time	0,00629638	0,0131532	0,4787	0,6331

AIC: 563,619 BIC: 571,72 HQC: 566,905

A variável que representa o preço da soja no estado de Mato Grosso é representada por PM_MT, e conforme o Quadro 02, seu p-valor como variável independente em cada regressão é muito maior que 0,05; o que também leva a aceitação da hipótese nula de raiz unitária.

Quadro 2: Teste de Dickey-Fuller à variável Preço da Soja no estado de Mato Grosso.

Teste de Dickey-Fuller para PM_MT
 dimensão de amostragem 110
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

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

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,425

valor estimado de $(a - 1)$: -0,00566506

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -0,7772$

p-valor 0,3773

Regressão de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2004:04-2013:05 (T = 110)

Variável dependente: d_PM_MT

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
PM_MT_1	-0,00566506	0,00728907	-0,7772	0,3773

AIC: 546,041 BIC: 548,741 HQC: 547,136

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,435

valor estimado de (a - 1): -0,036961

estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,60857$

p-valor 0,4748

Regressão de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2004:04-2013:05 (T = 110)

Variável dependente: d_PM_MT

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	1,24347	0,866268	1,435	0,1541
PM_MT_1	-0,0369610	0,0229775	-1,609	0,4748

AIC: 545,962 BIC: 551,363 HQC: 548,152

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,424

valor estimado de (a - 1): -0,0215659

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -0,657938$

p-valor 0,9732

Regressão de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2004:04-2013:05 (T = 110)

Variável dependente: d_PM_MT

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
--	-------------	-------------	---------	---------

const	0,234408	1,75782	0,1334	0,8942
PM_MT_1	-0,0215659	0,0327780	-0,6579	0,9732
time	0,00811212	0,0122861	0,6603	0,5105
AIC: 547,514 BIC: 555,616 HQC: 550,8				

Haja vista que as duas séries de preço da soja, tanto do estado de Mato Grosso quanto de Mato Grosso do Sul apresentaram raiz unitária em nível quando submetidas ao Teste de Dickey-Fuller, passasse a investigação se a raiz unitária permanece ou não nas mesmas variáveis, todavia na condição de primeira diferença. Conforme o Quadro 03 pode-se afirmar com 99% de confiança que as variáveis PM_MT, que representa o preço da soja no estado de Mato Grosso, estão livres de raiz unitárias, pois seu p-valor como variável independente em cada regressão é muito menor do que 0,01.

Quadro 3: Teste de Dickey-Fuller à primeira diferença da variável Preço da Soja no estado de Mato Grosso.

Teste de Dickey-Fuller para d_PM_MT
 dimensão de amostragem 109
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,025
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,57692
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -6,76789$
 p-valor 2,335e-012

Regressão de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2004:05-2013:05 (T = 109)
 Variável dependente: d_d_PM_MT

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
d_PM_MT_1	-0,576920	0,0852437	-6,768	2,33e-012 ***
AIC: 516,237 BIC: 518,929 HQC: 517,329				

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,025

valor estimado de $(a - 1)$: -0,576877

estatística de teste: $\tau_c(1) = -6,73377$

p-valor 3,629e-008

Regressão de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2004:05-2013:05 (T = 109)

Variável dependente: d_d_PM_MT

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,00489053	0,247551	0,01976	0,9843
d_PM_MT_1	-0,576877	0,0856692	-6,734	3,63e-08 ***

AIC: 518,237 BIC: 523,62 HQC: 520,42

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,020

valor estimado de $(a - 1)$: -0,586071

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -6,73782$

p-valor 3,828e-007

Regressão de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2004:05-2013:05 (T = 109)

Variável dependente: d_d_PM_MT

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-0,300489	0,519345	-0,5786	0,5641
d_PM_MT_1	-0,586071	0,0869824	-6,738	3,83e-07 ***
time	0,00534556	0,00798566	0,6694	0,5047

AIC: 519,777 BIC: 527,851 HQC: 523,051

Também se submete, em primeira diferença, a variável PT_MS que representa o preço da soja no estado de Mato Grosso do Sul ao Teste de Dickey-Fuller, que está no Quadro 04. Como o p-valor desta variável na forma independente em cada regressão é menor do que 0,01; então com 99% de confiança rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária.

Quadro 4: Teste de Dickey-Fuller à primeira diferença da variável Preço da Soja no estado de Mato Grosso do Sul.

Teste de Dickey-Fuller para d_PT_MS

dimensão de amostragem 109

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

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

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,013

valor estimado de $(a - 1)$: -0,560048

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -6,66028$

p-valor 7,237e-012

Regressão de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2004:05-2013:05 (T = 109)

Variável dependente: d_d_PT_MS

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
d_PT_MS_1	-0,560048	0,0840878	-6,660	7,24e-012 ***

AIC: 529,093 BIC: 531,784 HQC: 530,185

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,013

valor estimado de $(a - 1)$: -0,559877

estatística de teste: $\tau_c(1) = -6,62418$

p-valor 5,872e-008

Regressão de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2004:05-2013:05 (T = 109)

Variável dependente: d_d_PT_MS

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,0169369	0,262628	0,06449	0,9487
d_PT_MS_1	-0,559877	0,0845202	-6,624	5,87e-08 ***

AIC: 531,089 BIC: 536,472 HQC: 533,272

com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,009
 valor estimado de (a - 1): -0,566934
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -6,62146$
 p-valor 6,293e-007

Regressão de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2004:05-2013:05 (T = 109)
 Variável dependente: d_d_PT_MS

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-0,267655	0,550081	-0,4866	0,6276
d_PT_MS_1	-0,566934	0,0856208	-6,621	6,29e-07 ***
time	0,00498073	0,00845136	0,5893	0,5569

AIC: 532,732 BIC: 540,806 HQC: 536,007

Haja vista que ambas as variáveis de preço de soja de Mato Grosso quanto de Mato Grosso do Sul são Integradas em primeira ordem, de forma abreviada I(1), pois apresentam raiz unitária em nível e estacionariedade em diferença. Pode-se rodar um modelo em que a variável Preço da Soja em Mato Grosso do Sul esteja como dependente do Preço da Soja em Mato Grosso, cujo objetivo é verificar o quanto da variação do Preço da Soja de Mato Grosso é transmitido para Mato Grosso do Sul, o qual se encontra no Quadro 05.

Quadro 5: Modelo 01 que apresenta a relação entre o variável Preço de Soja de MS e MT.

Modelo 1: MQO, usando as observações 2004:03-2013:05 (T = 111)
 Variável dependente: PT_MS

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Const	2,62783	0,477635	5,5018	<0,00001	***
PM_MT	1,03088	0,0126436	81,5337	<0,00001	***
Média var. dependente	39,59441		D.P. var. dependente	12,40584	
Soma resíd. quadrados	273,1079		E.P. da regressão	1,582902	
R-quadrado	0,983868		R-quadrado ajustado	0,983720	
F(1, 109)	6647,741		P-valor(F)	1,60e-99	
Log da verossimilhança	-207,4709		Critério de Akaike	418,9417	
Critério de Schwarz	424,3608		Critério Hannan-Quinn	421,1401	
Rô	0,800175		Durbin-Watson	0,400594	

Antes de interpretar os resultados do Quadro 05, precisa-se verificar se o modelo em questão apresenta variáveis cointegradas, com este objetivo aplica-se o teste de Dickey-Fuller aos resíduos do referido modelo, que pode ser verificado no Quadro 06. Para a primeira regressão a variável dependente apresenta valor menor do que 0,01; já a segunda regressão apresenta valor menor do que 0,05 e a terceira variável apresenta valor menor do que 0,10. Destes resultados pode-se afirmar que as variáveis são cointegradas com 90% de confiança.

Quadro 6: Teste de Dickey-Fuller aos resíduos do Modelo 01

```

Teste de Dickey-Fuller para uhat1
dimensão de amostragem 110
hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste sem constante
modelo: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,076
valor estimado de (a - 1): -0,199825
estatística de teste: tau_nc(1) = -3,47078
p-valor 0,0006531

Regressão de Dickey-Fuller
MQO, usando as observações 2004:04-2013:05 (T = 110)
Variável dependente: d_uhat1

coeficiente  erro padrão  razão-t  p-valor
-----

```

uhat1_1 -0,199825 0,0575734 -3,471 0,0007 ***

AIC: 302,039 BIC: 304,74 HQC: 303,135

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,076

valor estimado de $(a - 1)$: -0,199812

estatística de teste: $\tau_c(1) = -3,45463$

p-valor 0,01111

Regressão de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2004:04-2013:05 (T = 110)

Variável dependente: d_uhat1

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-0,00528077	0,0910636	-0,05799	0,9539
uhat1_1	-0,199812	0,0578389	-3,455	0,0111 **

AIC: 304,036 BIC: 309,437 HQC: 306,227

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,076

valor estimado de $(a - 1)$: -0,200016

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,4419$

p-valor 0,05116

Regressão de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2004:04-2013:05 (T = 110)

Variável dependente: d_uhat1

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,0231136	0,186745	0,1238	0,9017
uhat1_1	-0,200016	0,0581120	-3,442	0,0512 *
time	-0,000502534	0,00288140	-0,1744	0,8619

A saída do software que se encontra no Quadro 05 mostra que existe uma relação de um, para um no preço da soja do estado de Mato Grosso para Mato Grosso do Sul, o que pode ser interpretado não como o fato de que o preço da soja de Mato Grosso do Sul irá aumentar ou diminuir na mesma proporção que corresponde à variação do preço da soja de Mato Grosso, mas no fato de que ambos seguem um terceiro agente formador de preço como a Bolsa de Valores de Chicago, o que seria tema para uma próxima investigação.

4. Conclusão

O objetivo do trabalho foi verificar se há transmissão de preço entre os Estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, através de uma análise de dados coletados e testes realizados com modelos econométricos. Com os dados apresentados pode verificar-se através dos testes Dickey-Fuller que o Estado de Mato Grosso do Sul não sofre influência da transmissão de preço de Mato Grosso, que como pode verificar que houve uma relação de 1 para 1, tendo em vista um aumento ou uma diminuição na mesma proporcionalidade, pois ambos os Estados sofre influência de um terceiro agente que é formador de preço, que seria a Bolsa de Chicago.

Dentre os estudos acerca desse grão destaca-se o descrito por Pino e Rocha (1994), que estudaram a transmissão das cotações na *Chicago Board of Trade* (CBOT) para os preços do grão em nível de produto e indústria no Brasil. Eles concluíram que os preços domésticos desse grão são fortemente influenciados pelas variações na CBOT, determinando assim, a quantidade ofertada da *commodity* no país. Margarido e Fernandes (2001) ampliaram o campo de estudo acerca do complexo-soja e mensuraram a elasticidade de transmissão de preços envolvendo a CBOT.

5. Referências bibliográficas

AGROLINK - Histórico de Cotação em MT -
<http://www.agrolink.com.br/cotacoes/Historico.aspx?e=9830&p=9&l=10846>. Acesso em: 22 Jun. 2014

BACHI, MIRIAN R. P.; LOVADINE, D. : **Causalidade e Transmissão de Preços Entre Mercado Interno e Internacional Para os Produtos do Complexo da Soja** – Disponível em: <http://www.sober.org.br/palestra/2/463.pdf>. Acesso em: 15 Abr. 2014

CONAB (Companhia Nacional de Abastecimento) - Séries históricas de Produção - Disponível em: http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1252&t=&Pagina_objcmsconteudos=3#A_objcmsconteudos. Acesso em: 18 Mai. 2014



FERNANDES, J. C.; MARGARIDO, M. A. Análise da Formação de Preços no Mercado Internacional de Soja: **O Caso do Brasil.** – Disponível em: <http://www4.pucsp.br/pos/ecopol/downloads/Ecopol/2001/TD0601.pdf>. Acesso em: 20 Jul. 2014

MARGARIDO, M. A; SOUSA, EDUARDO L.L. : **Formação de Preço da Soja no Brasil** - Disponível em: ftp://ftp.sp.gov.br/ftpica/rea/tomo2_98/artigo4.pdf. Acesso em: 04 Jul. 2014