

Integración espacial de maíz en los municipios del Estado de Mato Grosso: un análisis de cointegración.

Felipe José Gurgel Do Amaral, Andréia Barbosa Da Silva y Myriam Mercedes Cala Amaya.

Cita:

Felipe José Gurgel Do Amaral, Andréia Barbosa Da Silva y Myriam Mercedes Cala Amaya (2017). *Integración espacial de maíz en los municipios del Estado de Mato Grosso: un análisis de cointegración. XXXI Congreso de la Asociación Latinoamericana de Sociología. Asociación Latinoamericana de Sociología, Montevideo.*

Dirección estable: <https://www.aacademica.org/000-018/3684>



**XXXI CONGRESO ALAS
URUGUAY 2017**

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

INTEGRACIÓN ESPACIAL DE MAÍZ EN LOS MUNICIPIOS DEL ESTADO DE MATO GROSSO: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

Felipe José Gurgel do Amaral

. felipejga@gmail.com

Universidade Federal de Mato Grosso

Brasil

Myriam Mercedes Cala Amaya

. myriamcala@gmail.com

Universidad Santo Tomás

Universidade Federal de Mato Grosso

Colombia

Andréia Barbosa da Silva

. andreiakamurath@hotmail.com

Universidade Federal de Mato Grosso

Brasil



XXXI CONGRESO ALAS URUGUAY 2017

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

RESUMEN

Este trabajo procura examinar la transmisión y la formación de precios de maíz entre los municipios mato-grossenses durante el periodo del 04 de enero de 2012 hasta el 11 de noviembre de 2016; para ello se utiliza el Teste de Cointegración de Johansen, modelo vectorial de corrección de errores, descomposición de la varianza y la función de estímulo – respuesta. Se concluye que el mercado del maíz en Mato Grosso es integrado, aunque la Ley de Precio Único no es válida en el largo plazo. Además, se concluye que los mercados centrales están en los municipios de Campo Verde y Canarana, ya que estos fueron identificados como variables exógenas, a raíz de los resultados de la descomposición de la varianza. Finalmente, se evidencia que después de un cambio no previsto en los precios de Campo Verde, los precios de Canarana, Diamantino, Nova Mutum, Sapezal y Sorriso, crecen hasta el segundo día, disminuyendo un poco luego del tercer día y estabilizándose a partir del quinto día del mes.

ABSTRACT

This work aimed to examine the transmission and price formation of maize among the municipalities of Mato Grosso Estate during the period from the fourth of January, 2012 to eleventh of November, 2016. For this, it was used the Johansen cointegration test, vector model of error correction, variance decomposition and impulse response function. It was concluded that the maize market in Mato Grosso State is integrated, but the Law of One Price was not valid in the long term. In addition, it was concluded that the central markets were the Campo Verde and Canarana cities, since this was pointed out as an exogenous variables, after the results of the variance decomposition. Finally, it was evident that after an unanticipated shock in the prices of Campo Verde, the prices of Canarana, Diamantino, Nova Mutum, Sapezal and Sorriso increase until the second day, decreasing a little around the third day, and stabilize from the fifth day of the month.

Palabras clave

maíz, Mato Grosso, Cointegración

Keywords

Maize; Mato Grosso State; Cointegration



XXXI CONGRESO ALAS URUGUAY 2017

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

1 INTRODUCCIÓN

El maíz es relevante en el contexto mundial dado su importancia tanto en aspectos de naturaleza económica como de seguridad alimentaria. Desde el punto de vista económico, es un insumo muy importante para la fabricación de ración en actividades como la porcicultura y la avicultura, siendo el principal cereal producido en el mundo, seguido por el trigo y el arroz.

En el contexto internacional, América del Norte, el Este Asiático y América del Sur, son las tres principales regiones productoras de maíz con 423.748 mil, 281.354 mil e 130.894 mil toneladas, respectivamente, en la cosecha 2016/2017. Entre estas regiones productoras, Estados Unidos, China y Brasil son los tres productores mundiales con 386.748, 216.000 y 83.500 mil toneladas, respectivamente (USDA, 2016a; 2016b).

Revisando el territorio nacional brasilero, el Estado de Mato Grosso es el mayor productor sobre todo en cultivo de maíz de segunda cosecha del año o *safrinha*. En el Estado el maíz de esta segunda cosecha corresponde al 98,5% de la producción estatal en la cosecha 2015 (IBGE, 2015; 2016).

Teniendo en cuenta lo que manifiesta el Instituto Mato-Grossense de Economía Agropecuaria (IMEA, 2015), el avance tecnológico en los últimos años y la extensión del periodo lluvioso son los principales factores que permiten una mejora en la productividad del maíz de segunda cosecha anual. Con respecto a los principales municipios productores de maíz del Estado se tiene que son: Sorriso, Nova Ubiratã, Sapezal, Nova Mutum, Lucas do Rio Verde, Primavera do Leste, Diamantino y Campo Novo do Parecis (IBGE, 2015).

El proceso de formación de precios de maíz en el mercado brasilero está ligado a la oferta y a la demanda del cereal y viene presentando cambios en los últimos años con un crecimiento significativo de la producción en la segunda cosecha anual (CALDARELLI; BACCHI, 2012; SANCHES et al., 2016).

De acuerdo con Sanches et al. (2016), ese aumento en la producción de maíz en la segunda cosecha del año altera la distribución geográfica de la producción, en la medida en que la Región Centro-Oeste y el Estado de Paraná son los mayores productores, ejerciendo así influencia en la formación de precios. Por el lado de la demanda, los autores citan que el aumento en las exportaciones de maíz en los últimos años favorece que el mercado externo ejerza una mayor influencia en el proceso de formación de precios del producto puesto en puerto.

La integración de mercados espacialmente separados está ligada a la comercialización de *commodity*. Uno de los conceptos de integración de mercados es el grado de transmisión de precios entre mercados espacialmente separados (FACKLER; GOODWIN, 2000; MEYER, 2003). Barros (2007), propone que la elasticidad de transmisión de precios es importante en la medida en que: a) Permite la determinación de la relación entre las demandas en los diferentes niveles del mercado; b) Prevé el impacto en las modificaciones de precios hechas por los productores sobre los demás agentes de la cadena de comercialización, por ejemplo, los minoristas y los mayoristas.

Teniendo en cuenta lo ya expuesto surge la siguiente pregunta de investigación: cómo se da el proceso de comercialización de maíz entre los municipios del Estado de Mato Grosso? Así entonces, en este documento se tiene como propósito mostrar los resultados de examinar la transmisión y formación de precios de maíz entre los municipios mato-grossenses durante el periodo de 2012 a 2016.



XXXI CONGRESO ALAS URUGUAY 2017

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

La hipótesis de estudio es que Sorriso es el mercado central en Mato Grosso, o sea, es este municipio que direcciona la formación de precios en el Estado, debido fundamentalmente a que es el mayor productor de maíz de Brasil y al hecho de que es allí donde se genera un ambiente de negocios referentes a este cereal, de tamaño significativo.

Además de esta introducción, el trabajo está dividido en cuatro secciones más. En la parte dos se presenta el referencial teórico que soporta el estudio; en la parte tres, se explica la metodología utilizada; en la parte cuatro, los resultados; y, en la parte cinco, se tienen las conclusiones del estudio.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

El presente estudio tiene como fundamento teórico la Integración de Mercados Espacialmente Separados, Ley de Precio Único (LPU) y Arbitraje Espacial. Con respecto a la Integración de Mercados Espacialmente Separados no hay acuerdo entre los estudiosos del tema que permita conversar de una definición común para la “integración de mercados”, siendo muchas las definiciones encontradas para este término en la literatura, entre las cuales se destaca la transmisión de precios entre mercados espacialmente separados (MATTOS, 2008).

De acuerdo con Zahniser (2005), la integración es una extensión en que algunos mercados anteriormente separados están ligados para formar un único mercado. Según el autor, la integración es visible en aumento de flujos de comercio a través de las fronteras. Conforme manifiestan González-Rivera y Helfand (2001), para que un mercado se pueda llamar integrado, además de que en las localidades se tengan que comerciar las mismas mercancías, también deben comercializar la misma información de largo plazo. Según estos autores, otro factor preponderante en la definición de integración de mercado es requerir la existencia de uno y solamente un factor integrado que sea común a todas las series de precios.

Para Baulch (1997), dos mercados con considerados espacialmente integrados si, en la presencia de comercio entre ellos, el precio en el mercado importador se iguala al precio del mercado exportador, adicionando el costo de transporte y otros costos en que se incurre por el movimiento del producto entre los mercados. Matemáticamente:

$$P_t^i + K_t^{ij} = P_t^j \quad (1)$$

El comercio ocurre. Pero si

$$P_t^i + K_t^{ij} > P_t^j \quad (2)$$

No hay incentivo en el comercio, con P_t^i denotando el precio de la mercancía en el mercado exportador en el periodo t, P_t^j refiriéndose al precio actuales de la mercancía en el mercado importador, y K_t^{ij} denotando los costos de transferencia en el mismo periodo.

Para Goodwin y Schroeder (1990), los mercados son definidos como integrados si los cambios en los precios son totalmente reflejados en todas las localidades. Por otro lado, para



XXXI CONGRESO ALAS URUGUAY 2017

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

Federico (2007), dos mercados son identificados como espacialmente integrados cuando los precios de dos (o más) localidades son cointegrados.

Si un bien es negociable entre dos naciones, o si los mercados intermediarios son indiferentes entre exportar o no de una nación para la otra, entonces el mercado de ese producto entre los dos países es integrado. En términos microeconómicos, la integración es una transferencia Walrasiana del exceso de demanda de un mercado a otro o potenciales flujos físicos de bienes. (BARRETT, 2001; MCNEW, 1996).

Dejando que α_i mida los choques de demanda en la localidad i (o sea, desplazamiento paralelo por exceso de demanda), entonces la integración entre cualquiera de las dos localidades, i y j está definida como:

$$I_{ij} = (\partial p_j / \partial \alpha_i) / (\partial p_i / \partial \alpha_i) = 1 \quad (3)$$

Por tanto, los choques de demanda son plenamente transmitidos a todas las localidades que son integradas con la localidad donde el choque se originó. Esto es, los precios se mueven uno por uno en los choques por exceso de demanda. Aún sin integración, $I_{ij} = 0$, de tal manera que ninguna respuesta de precios ocurre en sitios separados. (MCNEW, 1996).

Partiendo de la diferenciación entre el concepto de integración espacial de mercado (esto es, con la facilidad de negociación), abordado por Barrett (2001), y el equilibrio espacial competitivo (esto es una situación en la cual los beneficios extraordinarios están agotados por las fuerzas competitivas, independientemente del resultado en el flujo de comercio entre los mercados), Barrett y Li (2002) proponen cuatro situaciones de mercados diferentes:

- 1) Integración perfecta, los retornos del arbitraje espacial se agotan y el arbitraje espacial puede o no ocurrir;
- 2) Equilibrio segmentado, donde no hay incentivo para el arbitraje espacial y, por tanto, no ocurre el comercio;
- 3) Integración imperfecta, donde los retornos del arbitraje existen y el comercio ocurre;
- 4) Desequilibrio segmentado, donde el incentivo para arbitraje existe pero no se explota.

Las dos primeras situaciones, integración perfecta y equilibrio segmentado, son consistentes con el equilibrio espacial y la integración es mantenida apenas para la primera de esas situaciones. Las dos últimas situaciones, integración imperfecta y desequilibrio segmentado, son inconsistentes con la definición de equilibrio espacial competitivo, aunque la tercera situación describa mercados integrados (BARRETT; LI, 2002).

Entretanto, la presencia de flujos de comercio directo no es una condición necesaria pero apenas suficiente para afirmar que dos mercados son especialmente integrados (FACKLER; GOODWIN, 2000; BARRETT, 2001; BARRETT; LI, 2002; SILVA; SAITH, 2012). Ya Fackler y Goodwin (2000), Meyer (2004) y Silva y Saith (2012) definen la integración espacial como un grado de transmisión de precios entre mercados espacialmente separados.



XXXI CONGRESO ALAS URUGUAY 2017

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

2.2 Ley del Precio Único (LPU) y Arbitraje Especial.

El arbitraje espacial es un mecanismo en que los agentes transportan producto entre regiones dando respuesta a las diferencias de precios (GOODWIN, PIGGOTT, 2001). En mercados competitivos el arbitraje implica que para un producto (*commodity*) homogéneo, suponiendo ausencia de costos de transporte (costos de transacción), o de barreras en el comercio, los precios en dos mercados diferentes son expresados en una misma moneda como:

$$P = P^*E \quad (4)$$

Donde P es el precio doméstico; P^* es el precio internacional del producto; y, E es la tasa de cambio.

Esta es la ley de Precio Único en su forma más básica y restringida. La Teoría de Paridad del Poder de Compra (PPC) afirma que la tasa de cambio es proporcional a la razón de los niveles de precios en los dos países. (ARDENI, 1989).

Silva y Saith (2012), citando a Costa y Ferreira Filho (2000), exponen que en el corto plazo, puede ser que ocurran desvíos o desajustes entre los valores incluso hasta por encima de los costos de transacción; pero, en el largo plazo, los costos de transacción tienden a converger para los valores verdaderos, posibilitando que los precios de los bienes homogéneos sean iguales en los diferentes lugares. Sin embargo, para mantener el mecanismo que permite la LPU, el arbitraje espacial requiere de mercados libres, “sin restricciones” y perfectos, los cuales raramente son encontrados en la realidad. (DUTOIT; VILLAFUERTE; URRUTIA, 2009).

El fracaso entre dos o más regiones en la adhesión a la Ley de Precio Único puede ser explicada por uno o más de los siguientes motivos: las regiones no están conectadas por el arbitraje; existen impedimentos para tener un arbitraje eficiente, tales como tales como barreras de comercio, información imperfecta o aversión al riesgo; o, existe competencia imperfecta en uno o más de los mercados (SEXTON *et al.*, 1991). Conforti (2004) destaca que la LPU también es influenciada por los siguientes factores, posibilitando que no sea válida y, consecuentemente, tampoco lo sea la integración espacial de mercado: costos de transacción y de transporte; poder del mercado; retornos crecientes en la producción; homogeneidad del producto y diferenciación; tasas de cambio; y políticas domésticas e internacionales.

2.3 Evidencias Empíricas En El Mercado Brasileiro De Maíz

Chiodi (2006) analiza la integración espacial del mercado de maíz entre el periodo de 1996 a 2004, para los Estados de Paraná, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Santa Catarina, Goiás, Rio Grande do Sul, São Paulo, Bahía, y Minas Gerais. La metodología utilizada fue el teste de raíz unitaria Dickey-Pantula, teste de cointegración y de Johansen, testes de hipótesis sobre las relaciones de cointegración y teste de exogeneidad débil. Los resultados encontrados permiten a la autora concluir que la LPU no es válida, aunque la mayor parte de las plazas de comercialización estudiadas sean perfectamente integradas.

Caldarelli y Bacchi (2012) analizan los principales factores que afectan los precios y las cantidades comercializadas en el mercado brasileiro de maíz durante el periodo 1967 a 2008, usando los testes DF-GLS, de cointegración de Johansen e VEC. Una de las conclusiones de los autores es



XXXI CONGRESO ALAS URUGUAY 2017

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

que la formación de precios a nivel de productor es muy dependiente de los precios al por mayor, pues la elasticidad de transmisión de precios es muy alta.

Cunha, Silva Neto y Scalco (2014) analizan la transmisión de precios de maíz con y sus costos en el Centro Oeste Brasileiro, los Estados de Goiás, Mato Grosso y Mato Grosso do Sul, durante el periodo comprendido entre abril de 2004 y julio de 2014, usando el modelo vectorial de corrección de errores con *threshold* (TVEC). Los autores concluyen que para el maíz, en el periodo analizado, los Estados de Goiás y de Mato Grosso son más integrados que los surgidos cuando son comparados Goiás y Mato Grosso do Sul.

Mattos y Silveira (2015), estudian el impacto del crecimiento del maíz brasileiro en la segunda producción del año o “Safrinha”, en estacionalidad de precios, estándares de la base de transmisión de precios nacional (en las regiones de Rio Verde, en Goiás; Cascavel, en Paraná; Chapecó, en Santa Catarina; y Mogiana, en São Paulo), con el mercado internacional, durante el periodo junio de 1995 a diciembre de 2014. Para analizar la transmisión de precios se usan los testes ADF, Phillips-Perron, testes de cointegración y VEC. En lo referente a los resultados de la integración de mercado, el mercado brasileiro de maíz es integrado al mercado internacional desde 2005, dado que es a partir de este periodo que hay un fuerte aumento de la producción y en la exportación brasileira de este producto.

Sanches, Alves e Barros (2015) analizan la transmisión de precios en el mercado del maíz considerando las regiones de Campinas (SP), Cascavel (PR), Paranaguá (PR), Ponta Grossa (PR), Dourados (MS), Triângulo Mineiro, Rio Verde (GO), norte de Mato Grosso para los valores ajustados de los primeros vencimiento de los contratos negociados con BM&F Bovespa y CBOT/CME Group, durante el periodo de enero de 2009 a junio de 2015, usando el teste de causalidad de Granger. Los autores concluyen que hay una mayor integración del mercado brasileiro del maíz en el periodo.

Sanches et al. (2016) estudian las relaciones de causalidad y transmisión de precios del maíz en la región de Chapecó/SC con la región de Campinas/SP, Sorriso/MT, Cascavel/PR, norte de Rio Grande do Sul, en el puerto de Paranaguá y las cotizaciones de contratos futuros negociados en las bolsas BM&F Bovespa y CME/CBOT, utilizando el teste de Johansen, de VAR y el teste de causalidad de Granger, entre dos periodos de análisis: enero de 2009 y diciembre de 2011; y de enero de 2012 a junio de 2014. Los resultados indican que las plazas de comercialización estudiadas son integradas (porque hubo cointegración), así como también indican que Chapecó/SC es influenciada por los precios de las demás regiones estudiadas.

3 METODOLOGÍA

3.1 Fuente de datos y descripción de variables.

Este estudio usa seis variables temporales con observaciones diarias relativa a los precios del maíz en los siguientes municipios del estado de Mato Grosso: Sorriso, Sapezal, Nova Mutum, Diamantino, Campo Verde, Canarana, en el periodo comprendido entre el 04 de enero de 2012 y el 11 de noviembre de 2016. La muestra totaliza 1146 observaciones. Se toman estos municipios atendiendo al criterio de mayores productores del estado y, sobre todo, por cada región estatal, conforme a la disponibilidad de información.



XXXI CONGRESO ALAS URUGUAY 2017

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

Vale la pena señalar que los datos del municipio de Nova Uiratã, el segundo mayor productor estatal, de acuerdo con la Pesquisa Agrícola Municipal (PAM) en 2015, no son utilizados en el presente estudio en razón a la inexistencia de información suficiente que cubran todo el periodo analizado; los datos del municipio de Lucas do Rio Verde, en la Región Media-Norte estatal y quinto mayor productor de Mato Grosso, conforme a la PAM, no fueron utilizados, porque Sorriso es el mayor productor de esa región del Estado de Mato Grosso; y, finalmente, Campo Verde sustituye a Primavera do Leste (principal productor de la Región Sudeste estatal), procurando evitar la multicolinealidad perfecta en el análisis..

Los datos básicos son extraídos del sitio web del Instituto Mato-Grossense de Economía Agropecuaria (IMEA), que hacen referencia a los precios medios de pago a los productores. La Tabla 1 da cuenta de las variables que son utilizadas en el estudio.

Tabla 1. Descripción de variables

| VARIABLES | DESCRIPCIÓN |
|-----------|--|
| LPSOR | Logaritmo do precio de maíz de Sorriso |
| LPDIA | Logaritmo do precio de maíz de Diamantino |
| LPCAN | Logaritmo do precio de maíz de Canarana |
| LPNMU | Logaritmo do precio de maíz de Nova Mutum |
| LPCVE | Logaritmo do precio de maíz de Campo Verde |
| LPSAP | Logaritmo do precio de maíz de Sapezal |

Fuente: elaboración propia.

3.2 Teste de raíz unitaria

Con el propósito de verificar la estacionalidad de las variables temporales empleadas en el estudio, se usa el teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que se expresa por la siguiente ecuación, conforme lo propone Enders (2009)

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (5)$$

Donde el coeficiente de interés es γ . La hipótesis nula es $\gamma = 0$, o sea, la serie temporal y no estacionaria en nivel e si $\gamma < 1$, el nivel es estacionario en el nivel 1.

Es importante mencionar el papel de los criterios de selección de desfase en la estimación del teste de raíz unitaria. Lütkepohl y Krätzig (2004) exponen los criterios existentes de selección de órdenes de desfases y afirman que en general, estos procedimientos obedecen a la siguiente estructura:

$$Cr(n) = \log \tilde{\sigma}_u^2(n) + c_T \varphi(n)$$

Donde $\tilde{\sigma}_u^2(n) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t(n)^2$ es un estimador de varianza de los errores basados en los residuos $\hat{u}_t(n)$ de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MQO) de un modelo auto-regresivo de orden n ; c_T es una secuencia indexada por el tamaño muestral; y $\varphi(n)$ es una función que penaliza procesos auto



**XXXI CONGRESO ALAS
URUGUAY 2017**

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina
La sociología en tiempos de cambio

regresivos (AR) de ordenes mayores. La cantidad óptima de desfases es aquella que minimiza el criterio de selección. Así, Lütkepohl y Krätzig (2004) destacan tres tipos de criterios de selección:

$$AIC(n) = \log \det(\Sigma_u^{\sim}(n)) + \frac{2}{T} nK^2 \quad (6)$$

$$HQ(n) = \log \det(\Sigma_u^{\sim}(n)) + \frac{2 \log \log T}{T} nK^2 \quad (7)$$

$$SC(n) = \log \det(\Sigma_u^{\sim}(n)) + \frac{\log T}{T} nK^2 \quad (8)$$

Aquí, el término c_T es igual a $\frac{2}{T}$, $\frac{2 \log \log T}{T}$ e $\frac{\log T}{T}$ para los criterios de selección de Akaike, Hannan-Quinn y Schwarz, respectivamente. Lütkepohl y Krätzig (2004) afirman que, asintóticamente, el criterio de Akaike superestima el orden de desfase con una probabilidad positiva; Hannan-Quinn estima el orden consistente ($plim \hat{p} = p$); y el criterio de Schwarz es fuertemente consistente ($plim \hat{p} \rightarrow p$) en condiciones generales de que una variable es un proceso AR de un orden finito, y un orden máximo p_{max} es mayor que el verdadero orden..

En el caso de que las variables sean no estacionarias en el nivel pero estacionarias en d diferencias, se dicen que están integradas de orden d ($Y_t \sim I(d)$).

3.3 Vectores autoregresivos (VAR)

Un modelo VAR usual describe los movimientos dinámicos de las variables endógenas a través de sus propios valores pasados. Sea el siguiente sistema bivariado simple, conforme Enders (2009)

$$Y_t = b_{10} - b_{12}Z_t + \gamma_{11}Y_{t-1} + \gamma_{12}Z_{t-1} + \epsilon_{Yt} \quad (9)$$

$$Z_t = b_{20} - b_{21}Y_t + \gamma_{21}Y_{t-1} + \gamma_{22}Z_{t-1} + \epsilon_{Zt} \quad (10)$$

Aquí se asume que: a) Y_t y Z_t son estacionarios; b) ϵ_{Yt} y ϵ_{Zt} son trastornos de tipo ruido blanco con desviación estándar de σ_Y e σ_Z , respectivamente; y c) $\{\epsilon_{Yt}\}$ y $\{\epsilon_{Zt}\}$ son trastornos no – correlacionados del tipo ruido blanco. Las ecuaciones (9) y (10) constituyen un Vector Autoregresivo (VAR) de primer orden, ya que el desfase más largo es igual a 1.

Sin embargo, las ecuaciones (9) y (10) son la forma estructural o modelo primitivo de VAR, en Y_t tienen efecto simultaneo en Z_t , y Z_t tiene efecto simultaneo en Y_t . Para calcular el modelo es necesario transformarlo. En la forma matricial las dos ecuaciones serían:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{Yt} \\ \epsilon_{Zt} \end{bmatrix}$$

o



**XXXI CONGRESO ALAS
URUGUAY 2017**

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina
La sociología en tiempos de cambio

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \epsilon_t$$

Multiplicando cada uno de los lados de la ecuación anterior por B^{-1} , nos permite obtener un modelo VAR en su forma estándar:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t \quad (11)$$

$$\text{Donde } A_0 = B^{-1}\Gamma_0 = B^{-1} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}; A_1 = B^{-1}\Gamma_1 = B^{-1} \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}; e e_t = B^{-1}\epsilon_t = B^{-1} \begin{bmatrix} \epsilon_{Yt} \\ \epsilon_{Zt} \end{bmatrix}.$$

También es posible definir a_{i0} como un elemento i del vector A_0 ; a_{ij} como un elemento de la línea i y columna j del vector A_1 ; y e_{it} como un elemento i del vector e_t . Usando esta notación, es posible re escribir (9) y (10) como

$$Y_t = a_{10} + a_{11}Y_{t-1} + a_{12}Z_{t-1} + e_{1t} \quad (12)$$

$$Z_t = a_{20} + a_{21}Y_{t-1} + a_{22}Z_{t-1} + e_{2t} \quad (13)$$

Nótese como las ecuaciones (12) y (13) también están en la forma estándar VAR.

3.3.1 Función Estímulo – Respuesta

Según Enders (2009), la función estímulo respuesta del modelo VAR se expresa por medio de una media-móvil en que las variables Y_t y Z_t son presentadas en términos de valores corrientes y pasados de e_{1t} e e_{2t} , lo que le permite remontar el camino de varios choques sobre las variables del sistema. Por lo tanto, la representación media móvil es de la forma:

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i} \quad (14)$$

En que $\mu = [\bar{X} \bar{Z}]'$. En la forma estándar de VAR, se tiene

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{X} \\ \bar{Z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i + \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (15)$$

o

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{X} \\ \bar{Z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{Yt-i} \\ \epsilon_{Zt-i} \end{bmatrix} \quad (16)$$

En que $\phi_{12}(0)$, por ejemplo, mide el impacto instantáneo de los cambios de una unidad en ϵ_{Zt} sobre Y_t , y $\phi_{12}(1)$ es la respuesta en un periodo frente de un cambio unitario de ϵ_{Zt-1} sobre Y_t .



**XXXI CONGRESO ALAS
URUGUAY 2017**

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina
La sociología en tiempos de cambio

3.3.2 Descomposición de la varianza

Como se ha destacado por Enders (2009), es importante comprender las propiedades de los errores de pronóstico para descubrir las interrelaciones entre las variables del sistema. Examinando apenas la secuencia $\{Y_t\}$, se puede averiguar que el error de pronóstico de n períodos en adelante es:

$$Y_{t+n} - E_t Y_{t+n} = \phi_{11}(0)\epsilon_{Y_{t+n}} + \phi_{11}(1)\epsilon_{Y_{t+n-1}} + \dots + \phi_{11}(n-1)\epsilon_{Y_{t+1}} + \phi_{12}(0)\epsilon_{Z_{t+n}} + \phi_{12}(1)\epsilon_{Z_{t+n-1}} + \dots + \phi_{12}(n-1)\epsilon_{Z_{t+1}} \quad (17)$$

Y la varianza del error de pronóstico de Y_{t+n} para n períodos en adelante se expresa como:

$$\sigma_Y(n)^2 = \sigma_Y^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] + \sigma_Z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2] \quad (18)$$

Por lo tanto, la descomposición de la varianza puede ser interpretada como una proporción de movimientos en la secuencia debido a sus propios impactos frente a los choques en las otras variables (ENDERS, 2009). Si los impactos en ϵ_{Z_t} no explican en nada la varianza del error de predicción de $\{Y_t\}$ en todo el horizonte de previsión, entonces se puede decir que la secuencia $\{Y_t\}$ es exógena. En este caso, la secuencia $\{Y_t\}$ evoluciona independientemente de los impactos de ϵ_{Z_t} y de la secuencia $\{Z_t\}$.

3.4 Teste de cointegración y modelo vectorial de corrección de errores.

En el caso de que las variables sean integradas de orden 1, se hace necesario verificar si están cointegradas, esto es, la combinación lineal entre las variables $I(1)$ sea $I(0)$, proporcionando así la presencia de una relación de largo plazo. Se usa el teste de cointegración de Johansen, porque el modelo es multivariado, en el caso del presente estudio. El estimador del teste de Johansen es el de Máxima É o de Máxima Verosimilitud y este teste está basado en la matriz inicial. Considere el caso de n variables:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \epsilon_t \quad (19)$$

$$\Delta X_t = A_1 X_{t-1} - X_{t-1} + \epsilon_t \quad (20)$$

$$\Delta X_t = \pi X_{t-1} + \epsilon_t \quad (21)$$

En que X_t y ϵ_t son vectores ($n \times 1$); A_1 es la matriz de parámetros ($n \times n$); π es definido como $(A_1 - I)$.

El nivel de π es definido como el número de relaciones de cointegración. Asumiendo que $\pi = 0$, entonces no existen combinaciones lineales de $\{x_{it}\}$ que sean estacionarias y, por tanto, las variables no son cointegradas. Con el propósito de conocer el número de vectores cointegrantes, se



XXXI CONGRESO ALAS URUGUAY 2017

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina
La sociología en tiempos de cambio

utiliza la *estadística de rastreo* y de *máximo autovalor*, que tiene las siguientes expresiones matemáticas (ENDERS, 2009):

$$\lambda_{\text{rastreo}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \widehat{\lambda}_i) \quad (22)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \widehat{\lambda}_{r+1}) \quad (23)$$

en que $\widehat{\lambda}_i$ son los valores estimados de las raíces características (también llamados de autovalores); y T es el número de observaciones utilizadas. La hipótesis nula es de la estadística de *rastreo* es que hay un máximo r^* vectores de cointegración contra la alternativa de $r > r^*$, mientras que la estadística de *máximo autovalor* pone a prueba la hipótesis nula de que hay r^* vectores de cointegración contra la hipótesis alternativa de que hay $r^* + 1$ vectores cointegrantes (BUENO, 2011; ENDERS, 2009). Para la verificación del número de desfases necesarios en un modelo multi-ecuacional se usan los criterios de selección de orden ya explicados.

Una vez comprobada la presencia de cointegración se estima el modelo vectorial de corrección de errores (VEC). El VEC es expresado de la siguiente manera (ENDERS, 2009)

$$\Delta X_t = \pi_0 + \pi X_{t-1} + \pi_1 \Delta X_{t-1} + \pi_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \pi_p \Delta X_{t-p} + \epsilon_t \quad (24)$$

donde π_0 es un vector ($n \times 1$) de términos de intercepto con elementos π_{i0} ; π_i son las matrices de los coeficientes con elementos $\pi_{jk}(i)$ y representan los parámetros de corto plazo; π es una matriz con elementos π_{jk} tal que una o mas $\pi_{jk} \neq 0$ o representa los parámetros de largo plazo; y ϵ_t es un vector ($n \times 1$) con elementos ϵ_{it} . Nótese que los errores con tales que ϵ_{it} pueden ser correlacionados con ϵ_{jt} .

Hay dos puntos que merecen ser destacados (ENDERS, 2009): 1) Si todos los elementos de π son iguales a cero, (24) es un VAR tradicional en primeras diferencias. En este caso, no hay modelo vectorial de corrección de errores, una vez que ΔX_t no responde a los desvíos en el periodo anterior del equilibrio de largo plazo; 2) Si uno o más π_{jk} son diferentes de cero, ΔX_t responde a los desvíos del período anterior del equilibrio de largo plazo. De ese modo, estimar X_t como un VAR en primeras diferencias es inapropiado, ya que X_t tiene un mecanismo de corrección de errores.

4 RESULTADOS

4.1 Resultados de estadística descriptiva

Los resultados de la estadística descriptiva mostrados en la Tabla 2, indican que en la media, el precio de Campo Verde es mayor entre todos los analizados, siendo de R\$19,9. Ya en lo referente a la varianza el precio que presenta mayor varianza es el de Nova Mutum (38,06), seguido de Diamantino (37,91), Campo Verde (36,87), Sorriso (36,84), Sapezal (34,06) y Canarana (30,12).



**XXXI CONGRESO ALAS
URUGUAY 2017**

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

Tabla 2. Resultados de la estadística Descriptiva

| Estadística Descriptiva | LPSOR | LPDIA | LPCAN | LPNMU | LPCVE | LPSAP |
|-------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Media | 17,28 | 17,89 | 18,39 | 17,78 | 19,9 | 17,86 |
| Desviación Estándar | 6,07 | 6,16 | 5,49 | 6,17 | 6,07 | 5,84 |
| Varianza | 36,84 | 37,91 | 30,12 | 38,06 | 36,87 | 34,06 |
| Máximo | 37,25 | 38 | 36,55 | 38,2 | 39,9 | 36,7 |
| Mínimo | 7,63 | 8 | 10 | 7,83 | 10 | 8 |

Fuente: Elaboración propia con base nos resultados de la investigación.

Por otro lado, en lo referente al precio mínimo, el de Sorriso presento el menor valor, siendo de R\$ 7,63, lo que puede estar relacionado con el hecho de que el municipio de Sorriso es el mayor productor de maíz de Brasil, generando un menor costo de producción y, consecuentemente, un menor precio de comercialización en comparación con las demás plazas estudiadas.

4.2 Resultados econométricos

Los resultados del teste de raíz unitaria de la Tabla 2, indican que todas las variables fueron estacionarias en primeras diferencias, en la presencia de constantes de tendencia, a un nivel de significancia del 1%. Luego, todas as variables son I(1).

Tabla 3. Resultados del teste ADF

| Variables | Estadística del teste ADF | Discrepancias* |
|-------------------------|---------------------------|----------------|
| En nivel | | |
| LPSOR | -1,58 | 1 |
| LPDIA | -1,57 | 1 |
| LPCAN | -1,61 | 1 |
| LPNMU | -1,67 | 0 |
| LPCVE | -1,67 | 1 |
| LPSAP | -1,82 | 0 |
| En primeras diferencias | | |
| LPSOR | -37,7 | 0 |
| LPDIA | -37,32 | 0 |
| LPCAN | -26,84 | 1 |
| LPNMU | -26,63 | 1 |
| LPCVE | -36,51 | 0 |
| LPSAP | -35,07 | 0 |

Fuente: Elaboración propia con base en los resultados de la investigación. * Criterio de selección de discrepancias (BIC).



**XXXI CONGRESO ALAS
URUGUAY 2017**

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

Una vez se nota que todas las variables son I (I), se estima el teste de cointegración de Johansen con el propósito de verificar la presencia de una relación de largo plazo entre las variables. Para hacer el procedimiento es escogida una discrepancia óptima, de acuerdo con el criterio de selección de Schwarz.

Tabla 4. Teste de cointegración de Johansen

| Vectores | Autovalor | Teste Rastreo | P-valor | Teste Lmax | P-valor |
|----------|-----------|---------------|---------|------------|---------|
| 0 | 0,069522 | 238,33 | 0,0000 | 82,217 | 0,0000 |
| 1 | 0,047259 | 156,11 | 0,0000 | 55,238 | 0,0000 |
| 2 | 0,045574 | 100,87 | 0,0000 | 53,223 | 0,0000 |
| 3 | 0,027329 | 47,65 | 0,0001 | 31,617 | 0,0007 |
| 4 | 0,013051 | 16,034 | 0,0398 | 14,989 | 0,0362 |
| 5 | 0,000914 | 1,0441 | 0,3069 | 1,0441 | 0,3069 |

Fuente: Elaboración propia con base nos resultados de la investigación.

Los resultados indican la presencia de cinco vectores de cointegración, una vez que no es posible rechazar la hipótesis nula de la existencia de cinco vectores de cointegración, al nivel de significancia del 1%, por los testes Rastreo y Máximo Autovalor. La variable no cointegrada a las demás es la de Campo Verde. Luego, se puede decir que hay una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables y, consecuentemente, que el mercado del maíz en Mato Grosso es integrado.

Ya que las variables son cointegradas, se estima el VEC con una discrepancia (de acuerdo con el criterio de Schwarz), cuyos resultados se encuentran en la Tabla 5. Como los coeficientes están en logaritmo, se interpretan en forma de elasticidad.



**XXXI CONGRESO ALAS
URUGUAY 2017**

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

Tabla 5. Resultados del VEC

| Relación de cointegración | | |
|-----------------------------|--------------|---------------|
| VARIABLES | Coeficientes | Erro Estándar |
| LSOR | 1 | 0 |
| LPDIA | 0,019120 | 0,079015 |
| LPCAN | 0,56792* | 0,064533 |
| LPNMU | -0,48729* | 0,068650 |
| LSAP | -0,43836* | 0,062532 |
| Coeficientes de corto plazo | | |
| VARIABLES | Coeficientes | |
| LSOR | -0,20144 | |
| LPDIA | -0,066614 | |
| LPCAN | -0,12004 | |
| LPNMU | -0,0049573 | |
| LPSAP | -0,041295 | |
| AIC | -21,9341 | |
| BIC | -21,7799 | |
| HQC | -21,8759 | |

Fuente: Elaboración propia con base nos resultados de la investigación * Estadísticamente significativos al 5%.

Ahora, los resultados indican que si los precios de Canarana aumentan en un 1% los precios de Sorriso aumentan en un 0,56% en el largo plazo. Por otro lado, si en Nova Mutum y Sapezal los precios aumentan en un 1% en cada uno, los precios de Sorriso decrecen un 0.48% y 0.43% en el largo plazo.

La descomposición de la varianza de los errores de pronóstico se estima para las seis variables estudiadas durante el periodo 04 de enero al 11 de noviembre de 2016. Los resultados de la Tabla 6 indican que transcurridos 20 días después del choque no anticipado sobre la variable LPCVE, 99% de su comportamiento depende de sí mismo mientras que el 1% restante depende de la variable LPCAN

Tabla 6. Descomposición de la Varianza de los Errores de Pronostico en porcentajes de LPCVE*

| Variable | Período | LPCVE | LPCAN | LPDIA | LPNMU | LPSAP | LPSOR |
|----------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| LPCVE | 1 | 100 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| | 5 | 99 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| | 10 | 99 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| | 15 | 99 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| | 20 | 99 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 |

Fuente: Elaboración propia con base nos resultados de la investigación * Valores aproximados.



**XXXI CONGRESO ALAS
URUGUAY 2017**

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

La Tabla 7 evidencia los resultados de descomposición de la varianza para los precios de Canarana. En lo que se refiere a la variable LPCAN, los resultados indican que, transcurridos 20 días después del choque no anticipado sobre la LPCAN, 66% de su comportamiento depende de sí mismo, mientras que el 29% lo hace de la variable LPCVE, el 3% de la variable LPDIA y el 1% de cada variable restante

Tabla 7. Descomposición de la Varianza de los Errores de Pronostico en porcentajes de LPCAN*

| Variable | Período | LPCVE | LPCAN | LPDIA | LPNMU | LPSAP | LPSOR |
|----------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| LPCAN | 1 | 2 | 98 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| | 5 | 21 | 75 | 1 | 1 | 1 | 0 |
| | 10 | 26 | 69 | 2 | 1 | 1 | 1 |
| | 15 | 28 | 67 | 2 | 1 | 1 | 1 |
| | 20 | 29 | 66 | 3 | 1 | 1 | 1 |

Fuente: Elaboración propia con base nos resultados de la investigación. * Valores aproximados.

La Tabla 8 evidencia los resultados de la descomposición de varianza para los precios de Diamantino. Para la variable LPDIA, gran parte grande parte de sus errores de pronóstico se explican por variables externas, cerca del 57%, transcurridos 20 días después del choque inicial no anticipado, la mayor parte de la varianza de LPDIA es atribuida a LPCVE (30%), seguida por LPCAN (16%).

Tabla 8. Descomposición de la Varianza de los Errores de Pronostico en porcentajes de LPDIA

| Variable | Período | LPCVE | LPCAN | LPDIA | LPNMU | LPSAP | LPSOR |
|----------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| LPDIA | 1 | 2 | 6 | 92 | 0 | 0 | 0 |
| | 5 | 22 | 11 | 64 | 1 | 1 | 2 |
| | 10 | 27 | 14 | 52 | 1 | 1 | 5 |
| | 15 | 29 | 15 | 46 | 1 | 1 | 8 |
| | 20 | 30 | 16 | 43 | 1 | 1 | 9 |

Fuente: Elaboración propia con base nos resultados de la investigación. * Valores aproximados.

La Tabla 9 evidencia los resultados de la descomposición de la varianza para los precios de Nova Mutum. Teniendo en cuenta a la variable LPNMU, los resultados indican que pasados los primeros 20 días luego del choque no anticipado sobre la variable en referencia, el 56% de su comportamiento depende de sí misma, el 44% de los errores de pronostico son explicados por



**XXXI CONGRESO ALAS
URUGUAY 2017**

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

variables externas, sobre todo por el precio de Campo Verde (LPCVE) que explica el 18%, seguido del precio de Canarana (LPCAN), que explica el 15%, y el de Diamantino (LPDIA), con un 10%.

Tabla 9. Descomposición de la Varianza de los Errores de Pronostico en porcentajes de LPNMU*

| Variable | Período | LPCVE | LPCAN | LPDIA | LPNMU | LPSAP | LPSOR |
|----------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| LPNMU | 1 | 0 | 9 | 12 | 79 | 0 | 0 |
| | 5 | 13 | 14 | 12 | 61 | 0 | 1 |
| | 10 | 16 | 14 | 11 | 57 | 0 | 1 |
| | 15 | 17 | 15 | 11 | 56 | 0 | 1 |
| | 20 | 18 | 15 | 10 | 56 | 0 | 1 |

Fuente: Elaboración propia con base nos resultados de la investigación. * Valores aproximados.

La Tabla 10 de abajo, ilustra la descomposición de la varianza para los precios de Sapezal. De esta manera, los resultados indican como con los precios de LPSAP una vez recorridos 20 días después del choque no anticipado sobre la variable, el 53% del comportamiento depende de sí mismo, el 46% de los errores de pronostico son explicados por variables externas, donde tiene especial importancia lo que ocurre con los precios de Campo Verde (LPCVE) que afecta en el 23%, seguido de los precios de Canarana (LPCAN) con el 14%, y los de Diamantino (LPDIA), con el 7%.

Tabla 10. Descomposición de la Varianza de los Errores de Pronostico en porcentajes de LPSAP*

| Variable | Período | LPCVE | LPCAN | LPDIA | LPNMU | LPSAP | LPSOR |
|----------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| LPSAP | 1 | 0 | 9 | 5 | 2 | 84 | 0 |
| | 5 | 16 | 13 | 7 | 2 | 61 | 0 |
| | 10 | 21 | 14 | 7 | 2 | 56 | 0 |
| | 15 | 22 | 14 | 7 | 2 | 54 | 0 |
| | 20 | 23 | 14 | 7 | 2 | 53 | 0 |

Fuente: Elaboración propia con base nos resultados de la investigación. * Valores aproximados

La Tabla 11 seguidamente ofrecida muestra la descomposición de la varianza para el precio de Sorriso. En lo referente a LPSOR los resultados dejan ver como después de corridos 20 días después del choque anticipado sobre esa misma variable, el 79% de los errores de pronostico son explicados por variables externas, especialmente el precio de Campo Verde (LPCVE), que influye en un 30%, el precio de Diamantino (LPDIA) con un 23% y el de Canarana (LPCAN), con el 13%.



**XXXI CONGRESO ALAS
URUGUAY 2017**

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

Tabla 11. Descomposición de la Varianza de los Errores de Pronóstico en porcentajes de LPSOR*

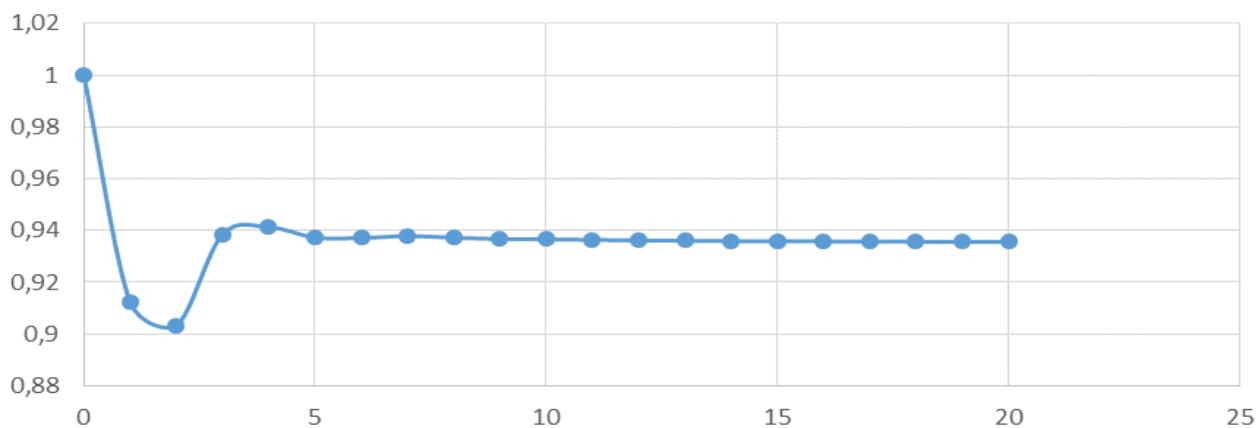
| Variable | Período | LPCVE | LPCAN | LPDIA | LPNMU | LPSAP | LPSOR | |
|----------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----|
| LPSOR | 1 | 1 | 2 | 12 | 11 | 3 | 3 | 69 |
| | 5 | 20 | 14 | 14 | 6 | 7 | 39 | |
| | 10 | 26 | 14 | 19 | 6 | 6 | 29 | |
| | 15 | 29 | 13 | 21 | 6 | 6 | 25 | |
| | 20 | 30 | 13 | 23 | 7 | 6 | 22 | |

Fuente: Elaboración propia con base nos resultados de la investigación. * Valores aproximados.

Una vez hecho el análisis de la descomposición de la varianza se puede decir que los precios de Campo Verde y de Canarana son fuertemente exógenos. Los resultados observados no se esperaban, particularmente porque estos no son los mayores productores de sus regiones (Sudeste y Nordeste estatal, respectivamente). Sin embargo, dado que en estos municipios hay un gran número de transformadores de maíz, lo que termina influenciando los procesos de formación de precios. Por lo tanto, se tiene la evidencia que en el periodo analizado estos dos municipios son los formadores de precios de maíz en el Estado de Mato Grosso.

Además de estos procedimientos econométricos, se estima la función Estímulo – Respuesta, ofrecida en la Figura 1.

Figura 1. Función Estímulo Respuesta de la variable LPCVE en LPCAN, LPDIA, LPNMU, LPSAP e LPSOR.



Fuente: Resultados de la investigación.



XXXI CONGRESO ALAS URUGUAY 2017

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

La figura muestra en términos generales lo que ocurre en todas las demás plazas de comercialización, luego de que ocurre un choque no anticipado en los precios de Campo Verde. Como puede observarse, los precios de Canarana, Diamantino, Nova Mutum, Sapezal y Sorriso crecen hasta el segundo día, disminuyen un poco en el tercer día y se estabilizan a partir del quinto día del mes.

5 CONCLUSIONES

Este artículo tiene como objetivo fundamental examinar la transmisión y la formación de precios de maíz entre los municipios mato-grossenses durante el periodo 2012 a 2016. Aspecto singularmente importante de tener en cuenta, dada la importancia que esta actividad tiene no solo en referencia a lo que ocurre en Brasil, sino del mundo en general. Los resultados obtenidos evidencian que las variables son cointegradas, lo que permite concluir que el mercado de maíz en Mato Grosso es especialmente integrado.

Además, después de la comprobación de las plazas de comercialización estudiadas son integradas, desde el punto de vista económico, se estima un modelo vectorial de correlación de errores (VEC), cuyos resultados muestran que si los precios de Canarana aumentaran en 1%, los precios de Sorriso aumentan en un 0.56% en el largo plazo. De otro lado, si los precios de Nova Mutum y Sapezal, aumentan en 1% cada uno, los precios de Sorriso decrecen en 0,48% y 0,43% respectivamente en el largo plazo. Lo que lleva a concluir que a pesar de haber integración en el segmento del maíz en el Estado de Mato Grosso, la Ley de Precio Único no es válida en el largo Plazo.

También se estima la descomposición de la varianza de los errores de pronóstico y de la función Estímulo – Respuesta. En cuanto al primero, los resultados indican que los precios de Campo Verde y Canarana son fuertemente exógenos, siendo que la primera variable corrobora el resultado del teste de cointegración. Así, esas plazas de comercialización son las principales responsables en la formación de los precios de maíz en el Estado de Mato Grosso y, por lo tanto, la hipótesis del presente estudio no es verificada.

En lo atinente a la función Estímulo – Respuesta, los resultados indican que después de un choque no anticipado en los precios de Campo Verde, los precios Canarana, Diamantino, Nova Mutum, Sapezal y Sorriso crecen hasta el segundo día, disminuyen un poco el tercer día y se estabilizan a partir del quinto día del mes.

Finalmente, la principal limitación del estudio tiene que ver con los datos utilizados. De esta manera, se espera que en investigaciones futuras sean utilizados los precios de los demás municipios mato-grossenses para caracterizar mejor el sector de comercialización de maíz en Mato Grosso, proporcionando informaciones detalladas a todos los agentes de comercialización, principalmente a los inversionistas.

REFERENCIAS

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



**XXXI CONGRESO ALAS
URUGUAY 2017**

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

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

BARRETT, C.B.; LI, J. R.. Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 84, n. 2, p. 292-307, 2002.

BARROS, G. S. C.. **Economia da comercialização agrícola**. 220 f. Piracicaba, SP. 2007. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/1_economia_comercializacao_agricola.pdf>. Acesso em: mar. 2016.

BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira.. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage, 2011, v. 1, 341p.

BAULCH, B.. Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 79, n. 1, p. 477-487, 1997.

BROOKS, J.; MELYUKHINA, O.. Estimating the pass-through of agricultural policy reforms: an application to brazilian commodity markets. **OECD Food, Agriculture, and Fisheries working papers**, n. 2, OECD Publishing, 2005. Disponível em: <<http://www.oecd.org/agriculture/agricultural-policies/40443640.pdf>>. Acesso em: agos. 2016.

CALDARELLI, C. E.; BACCHI, M. R. P.. Fatores de influência no preço do milho no Brasil. **Nova Economia**, v. 22, p. 141-164, 2012.

CHIODI, L.. **Integração espacial no mercado brasileiro de milho**. 2006. 89 f. Dissertação (Mestrado em Ciências). – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, São Paulo.

COLMAN, D.. Problems of measuring price distortions and price transmission: a framework for analysis. **Oxford Agrarian Studies**, v. 23, n. 1, p. 3-13, 1995.

CONFORTI, P.. Price transmission in selected agricultural markets. In: Food and Agriculture Organization of the United Nations – FAO. **FAO commodity and trade policy research**. Roma: FAO, 2004 (Working Paper n. 7).

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

CUNHA, C. A.; SILVA NETO, W. A.; SCALCO, P. R.. Custos de transação nos preços do milho: o caso do Centro-Oeste. **Custos e @gronegócios Online**, v. 11, n. 4, p. 359-376, 2015.

DUTOIT, L.; VILLAFUERTE, K. H.; URRUTIA, C.. Price transmission in Latin American maize and rice markets. In: **4th GARNET Annual Conference**, 2009, Roma. Disponível em:



**XXXI CONGRESO ALAS
URUGUAY 2017**

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

<http://s3.amazonaws.com/zanran_storage/decon.edu.uy/ContentPages/47312153.pdf>. Acesso em: Agos. 2016.

ENDERS, W.. **Applied econometric time series**. New York: Wiley, 2009. 544 p.

FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price analysis. In: GARDNER, B. L.; RAUSSER, G. C.. **Handbook of agricultural economics: marketing, distribution and consumers**. 1. ed. North Holland. V.1B, 2001, p. 972-1024.

FEDERICO, G. Market integration and market efficiency: the case of 19th century Italy. **Exploration in Economic History**, v. 44, p. 293-316, 2007.

GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S. M. The extent, pattern, and degree of market integration: a multivariate approach for the Brazilian rice market. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 3, p. 576-592, 2001.

GOODWIN, B.K.; PIGGOTT, N.E.. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 2, p.302-317, May 2001.

GOODWIN, B.K.; HOLT, M. T.; PRESTEMON, J. P.. North american oriented strand board markets, arbitrage activity, and market price dynamics: a smooth transition approach. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 93, n. 4, p. 993-1014, 2011. Disponível em: <http://www.srs.fs.usda.gov/pubs/ja/2011/ja_2011_prestemon_002.pdf>. Acesso em: agos. 2016.

GOODWIN, B. K.; SCHROEDER, T. C.. Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets. **Proceedings of the NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management**. Chicago, IL, 1990. Disponível em: http://www.farmdoc.illinois.edu/nccc134/conf_1990/pdf/confp13-90.pdf. Acesso em: jul. 2016.

GUJARATI, D. N.. **Econometria Básica**. 4. Ed. Rio de Janeiro: Campus, 2006.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Produção agrícola municipal 2015**. 2015. Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=766>>. Acesso em: Nov. 2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Levantamento sistemático da produção agrícola**. Junho 2016. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/agropecuaria/lspa/default_publ_completa.shtm>. Acesso em: 04 agos. 2016.



**XXXI CONGRESO ALAS
URUGUAY 2017**

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

INSTITUTO MATO-GROSSENSE DE ECONOMIA AGROPECUÁRIA – IMEA. **Estudos e projetos:** entendendo o mercado do milho. 2015. Disponível em: <<http://www.imea.com.br/site/projetos.php>>. Acesso em: 03 agos. 2016.

_____. **Custo de produção de milho.** Disponível em: <<http://www.imea.com.br/site/publicacoes.php?categoria=3&subcategoria=3>>. Acesso em: 2016.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (Eds.). **Applied time series econometrics.** Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

MATTOS, Leonardo Bornacki de.. **Efeitos de custos de transação sobre a integração espacial de mercados regionais de carne de frango no Brasil.** 2008. 162 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais.

MATTOS, F.; SILVEIRA, R. L. F.. The effects of brazilian second (winter) corn crop on price seasonality, basis behavior and integration to international market. **Proceedings of the NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management.** St. Louis, MO, 2015. Disponível em: <http://www.farmdoc.illinois.edu/nccc134/conf_2015/pdf/Mattos_Silveira_NCCC_134_2015.pdf>. Acesso em: jul. 2016.

MCNEW, K.. Spatial Market integration: definition, theory, and evidence. **Agricultural and Resource Economics Review.** Abril, 1996.

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

SANCHES, A. L. R.; ALVES, L. R. A. BARROS, G. S. C.. Transmissão de preços no mercado brasileiro de milho: relações entre regiões domésticas e com o mercado externo-jan/2009 a jun/2015. In: 5ª Conferência em Gestão de Risco e Comercialização de Commodities, 2015, São Paulo. **Anais...** 2015. Disponível em: <http://www2.bmf.com.br/cimConteudo/W_Hemeroteca/AndreSanchez_Transmiss%C3%A3o%20de%20pre%C3%A7os%20no%20mercado%20de%20milho%20no%20Brasil.pdf>. Acesso em: jun. 2016.

SANCHES, A. L. R.; ZANIN, V.; ALVES, L. R. A.; JACOMINI, R. L.. Formação de preços no mercado de milho da Região de Chapecó/SC – Brasil. **Revista Espacios**, v. 37, n. 18, p. 20, 2016.

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



**XXXI CONGRESO ALAS
URUGUAY 2017**

3 - 8 Diciembre / Montevideo

Las encrucijadas abiertas de América Latina

La sociología en tiempos de cambio

SILVA, C.; SAITH, W.. Integração espacial e transmissão de preços das cestas básicas entre as capitais da região sul do Brasil. **Revista Economia & Tecnologia**, v. 8, n.1, p. 87-96, Jan/Mar 2012.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. **Regional corn imports, production, consumption, and stocks 2016**. 2016a. Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/psdReport.aspx?hidReportRetrievalName=Regional+Corn+Imports%2c+Production%2c+Consumption%2c+and+Stocks&hidReportRetrievalID=1963&hidReportRetrievalTemplateID=8>>. Acesso em: Nov. 2016.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. **World corn production, consumption, and stocks 2016**. 2016b. Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/psdReport.aspx?hidReportRetrievalName=Regional+Corn+Imports%2c+Production%2c+Consumption%2c+and+Stocks&hidReportRetrievalID=1963&hidReportRetrievalTemplateID=8>>. Acesso em: Nov. 2016.

VAN DIJK, D.; FRANCES, P. H.. Nonlinear error-correction models for interest rates in the Netherlands. **Working Paper**, Erasmus University Rotterdam, 1997.

ZAHNISER, S. (Ed.). **NAFTA at 11: the growing integration of North American agriculture**. 2005. Disponível em: <http://usda01.library.cornell.edu/usda/ers/WRS//2000s/2005/WRS-02-22-2005_Special_Report.pdf>. Acesso em: fev. 2016.