AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

ANÁLISIS SOBRE LA NO LINEALIDAD DEL RENDIMIENTO DIARIO DEL PRECIO INTERNACIONAL DEL CAFÉ

Semei L. Coronado Ramírez[*], Mauricio Ramírez Grajeda[**], Pedro L. Celso Arellano[***]

Analysis on the nonlinearity of the international coffee price return♦

ABSTRACT

This article applies the *Hinich portmanteau* test to the daily return of the international Arabica Colombian coffee price the period 06/29/1990 to 07/01/2010. By splitting the data in windows and setting the null hypothesis on the time series, H_0: a stationary pure noise process with zero tricorrelations and bicorrelations for each window. The main result of this paper is that there is significant evidence in 10 and 11 windows, respectively. This shows that there are statistical structures with nonlinear dependence. Thus it is difficult for economic agents to cope with forecast performance decisions in this market.

Key words: *Hinich portmanteau,* Bicorrelation, Tricorrelation.

RESUMEN

En este artículo se aplica la prueba *Hinich portmanteau* al rendimiento diario del precio internacional del café Arábica Suave Colombiano para el periodo 29/06/1990-01/07/2010. Por medio de la división de los datos en ventanas y con la hipótesis nula, H_0: es un proceso estacionario de ruido puro con bicorrelaciones y tricorrelaciones cero para cada ventana, se encuentra evidencia significativa en 10 y 11 ventanas, respectivamente. Lo anterior demuestra que existen estructuras estadísticas con dependencia no lineal. Esto tiene como consecuencia dificultar la toma de decisiones en los agentes económicos en este tipo de mercado.

Palabras claves: *Hinich portmanteau*, Bicorrelación, Tricorrelación.
Clasificación JEL: C14, C46.

I. INTRODUCCIÓN

Tradicionalmente dentro de las Finanzas y la Economía Agrícola se han utilizado las series de tiempo para predecir los precios y/o la volatilidad de los *commodities* con base en modelos como univariados, *AR* y/o *MA*, vectores autorregresivos, funciones de transferencia y análisis dinámico (Arandhuyula y Holt, 1988).

[*] Profesor docente de tiempo completo del Departamento de Métodos Cuantitativos. Centro Universitario de Ciencias Económico Administrativas (CUCEA) de la Universidad de Guadalajara. e-mail: semeic@gmail.com. Tel: +52(33)37703300 ext: 25223.

[**] Profesor investigador de tiempo completo del Departamento de Métodos Cuantitativos. Centro Universitario de Ciencias Económico Administrativas (CUCEA) de la Universidad de Guadalajara. e-mail: maurmez@yahoo.com.mx. Tel: +52(33)37703300 ext: 25223.

[***] Profesor docente de tiempo completo del Departamento de Sistemas de Información. Centro Universitario de Ciencias Económico Administrativas (CUCEA) de la Universidad de Guadalajara. e-mail: pcelso@cucea.udg.mx Tel: +52(33)37703300 ext: 25114.

♦Agradecemos los comentarios del Dr. Leslie J. Verteramo Chiu. Universidad de Cornell. Que hicieron posible el enriquecimiento de este trabajo.

Recientemente también se ha recurrido a modelos *GARCH* (Tansuchat, *et al*, 2009; Benavides, 2009; Andragi y Chatrath, 2003; Cromwell y Labys 1993), así como a modelos STVECM (Milas y Otero 2002). Existen otros trabajos que demuestran el comportamiento caótico en los precios, por medio de la prueba del exponente de Lyapunov, el estadístico BDS, exponente de correlación, redes neuronales, entre otros (Cromwell y Labys, 1993; Ahti, 2009; Tejeda y Goodwin, 2009; Velásquez y Aldana, 2007). En este sentido, una parte de la literatura anterior estudia los precios de los *commodities* con base en la teoría económica para fijar precios futuros, analizar su volatilidad, validar la eficiencia del mercado o el valor en riesgo, entre otros. Y la otra parte ha enfocado su análisis en la estructura estadística de la serie. Así, este trabajo analiza el comportamiento estadístico que subyace en el rendimiento diario del precio internacional del café: Arábica Suave Colombiano.

Entre la gama de productos agrícolas, el café es uno de los productos que más se comercializa en todo el mundo. En parte, su precio está en función de la oferta y demanda. Una nueva plantación toma de tres a cinco años para que dé frutos, lo que conlleva a que la producción esté sujeta a choques por el lado de la oferta que provoca volatilidad en los precios internacionales (Fontenay y Leung, 2002). Entre los principales productores de café verde se encuentran Brasil, Vietnam, Indonesia, Colombia y México (FAO, 2005). [1]

Las transacciones del café se cotizan en dos bolsas. En particular en el *New York Coffee Sugar & Cocoa Exchange (CSCE)* y en la *London Stock Exchange (AIM)* (Gómez, 2003). Para la Organización Internacional del Café (OIC) se clasifican en tres tipos. El primero, es el Arábica Suave Colombiano que se representa por el *Colombian Excelso European Preparation Screen size 15*. El segundo, otros Arábica Suaves representados por Costa Rica *Hard Bean*, El Salvador *Strictly High Grown*, Guatemala *Hard Bean*, Nicaragua *Strictly High Grown*. El tercero es el Arábica Natural Brasileño y otros Arábica Naturales, el cual se representa por *Brazilian Santos 2/3 screen size 17/18*.

El hecho de entender en la serie de tiempo que variables subyacen detrás de periodos de alza y de baja en los precios de los *commodities,* así como de su volatilidad es vital para productores, inversionistas, comerciantes y responsables de la política para una mejor toma de decisiones (Karali y Power, 2009). Sin embargo, no se pretende analizar las causalidades que conlleva a la teoría económica y/o financiera, como la teoría de los mercados eficientes, sino analizar estadísticamente que este tipo de series no conserva el supuesto de caminata aleatoria que proponen los modelos de la familia GARCH. Cuando se analizan momentos de tercer y cuarto orden que demuestran la existencia de una dependencia no lineal a través de funciones ventana se demuestra que existe una dependencia no lineal en la serie. Por lo tanto, se aplica el estadístico *Hinich Pormanteau*, para detectar si la serie tiene episodios no lineales, los cuales no pueden ser detectados por los modelos convencionales GARCH.

Se aplica la prueba no lineal de *Hinich portmanteau* a la serie de la tasa de rendimiento del café para detectar periodos de dependencia no lineal para momentos de tercer y cuarto orden a través de los estadísticos *H* y *H4*, respectivamente. Nuestro resultado concluye que existen estructuras estadísticas de dependencia no lineal en la serie, lo cual dificulta el análisis en la toma de decisiones.

Este trabajo se divide en cinco secciones. En la sección II se describe el estadístico utilizado. En la sección III se presentan los datos que se manejan en el estudio. La sección IV muestra los resultados y, después, ofrecemos las conclusiones en la sección V.

[1]Grano obtenido del fruto de los árboles del género coffea, descascarado, con cafeína y listo para el tostado. Se denomina también café crudo o café de oro (http://www.cafesdemexico.com/especificacionescafeverde.htm).

II. EL MODELO

La prueba Hinich portmanteau detecta lapsos trascendentes de dependencia no lineal. Dicha prueba calcula los estadísticos de bicorrelación y tricorrelación denotados por H y H4 respectivamente (Wild et al.,2010). Se separan las observaciones en ventanas de igual longitud sin traslaparse. Donde $x(t)$ denota la serie de tiempo y la unidad de tiempo, *t*, es un entero. Si *n* es la longitud de cada ventana, entonces la *k*-ésima ventana se define como:

$$\{x(t_k+0), x(t_k+1),...x(t_k+n-1)\}$$

La siguiente ventana es:

$$\{x(t_{k+1}+0), x(t_{k+1}+1),...x(t_{k+1}+n-1)\}$$

donde:

$$t_{k+1} = t_k + n$$

Y se estandarizan las observaciones:

$$z(t_k) = \frac{x(t_k) - \bar{x}_x}{s_x}.$$

Para cada ventana la hipótesis nula H_0: implica la existencia de un proceso estacionario de ruido puro con bicorrelación:

$$C_{zzz}(r,s) = E\left[z(t)z(t+r)z(t+s)\right] = 0, \ \forall \ r,s$$

excepto cuando $r = s$ y tricorrelaciones:

$$C_{zzzz}(r,s,v) = E\left[z(t)z(t+r)z(t+s)z(t+v)\right] = 0, \forall r,s,v,$$

excepto cuando $r = s = v = 0$.[2] La hipótesis alternativa, H_1: implica que el proceso en cada ventana es aleatorio con algunas bicorrelaciones y tricorrelaciones diferentes de cero en el *dominio principal*

$$0 < r < s < v < L$$

donde *L* es el número de rezagos definido en cada ventana.

El estadístico para detectar la bicorrelación no cero (momento de tercer orden) en cada ventana es igual a:[3]

$$H = \sum_{s=2}^{L}\sum_{r=1}^{s-1}\left[G^2(r,s)\right] \sim \chi^2((L(L-1))/(2)), \qquad (1)$$

donde

$$G(r,s) = (n-s)^{\frac{1}{2}} C_{zzz}(r,s)$$

El estadístico para detectar la tricorrelación no cero (momento de cuarto orden) en cada ventana es igual a:

$$H4 = \sum_{v=3}^{L}\sum_{s=2}^{v-1}\sum_{r=1}^{s-1}\left[G^3(r,s,v)\right] \sim \chi^2((L(L-1)(L-2))/3), \qquad (2)$$

[2] Una serie de tiempo que es un proceso estacionario, puede ser puro ruido o puro ruido blanco. En contraste una serie ruido blanco es cuando su función de autocovarianza es cero para todos los rezagos. Eso no implica que las innovaciones sean independientes, al menos que la serie sea Gaussiana.

[3] La demostración matemática y sus propiedades se encuentran en Hinich (1996).

donde

$$G(r,s,v) = (n-v)^{\frac{1}{2}} C_{zzzz}(r,s,v)$$

Antes de aplicar el estadístico *H* y *H4*, se remueve de la serie cualquier dependencia lineal ajustándola a un proceso *AR(p).* De esta manera, se garantiza que el rechazo la hipótesis nula de puro ruido con un nivel de significancia del *Umbral* se explica únicamente por la no linealidad de la serie (Bonilla, *et al.,* 2008).

El número de rezagos $L = n^c$ con $(0 < c < 0.5)$ donde *c* es un parámetro libre. Con base en simulaciones de Montecarlo (Brooks y Hinich, 1998) recomiendan utilizar un valor de *c*= 0.4 y *c*=0.3 para *H* y *H4,* respectivamente, con el fin de maximizar la robustez del estadístico y garantizar una validación aproximada de la teoría asintótica. Una ventana es significativa para *H* y *H4*, si se rechaza la H_0 al nivel de significancia 5% del *Umbral.*[4]

III. LOS DATOS

Se considera la serie del precio de cierre diario internacional del café Arábica Suave Colombiano que se maneja en Nueva York en centavos de dólar por libra para el periodo 29/06/1990 – 01/07/2010 (ICO, 2002).[5] Los datos se transformaron en términos de:

$$RC_t = \ln(pc_t / pc_{t-1})$$

donde pc_t es el precio del café en el tiempo *t* y pc_{t-1} es el precio del café del día previo. El cuadro 1 muestra la estadística descriptiva de la muestra.

Cuadro 1

Resumen estadístico de la tasa de rendimiento diario internacional del café Arábica Suave Colombiano para el periodo 29/06/1990-01/07/2010	
Observaciones	5,219
Media	0.000138
Mínimo	-0.244
Máximo	0.283
Desviación Estándar	0.0223
Asimetría	0.591
Curtosis	18.10
Jarque-Bera	318067.20

Fuente: Elaboración propia

IV. RESULTADOS

La serie se divide en ventanas no traslapadas, cada una de longitud 30. Cabe mencionar que la longitud de las ventanas deberá ser lo suficientemente larga para aplicar el estadístico *H* y *H4*, pero también lo suficientemente corta para poder capturar lapsos no lineales al interior de cada una (Brooks y Hinich, 1998). Los resultados se muestran en el cuadro 2 y 3.

[4]Los cálculos se realizaron con el programa T23, disponible en: http://hinich.webhost.utexas.edu/
[5]Los datos fueron obtenidos de la base de datos Thompson Datastream.

Estos resultados rechazan, H_0, de puro ruido para los estadísticos *H* y *H4* sobre la serie del retorno diario del café Arábica Suave Colombiano en el mercado internacional. Lo anterior se suma a los resultados en otras aplicaciones asociadas a series financieras y/o económicas (Brooks y Hinich, 1998; Hinich y Serletis, 2004) que invalidan el supuesto de especificación de los modelos de la familia GARCH para capturar la dinámica de la volatilidad de la inflación, la tasa de inflación y del mercado de acciones. Por lo tanto, la serie no puede ser modelada por un proceso de la familia GARCH porque no captura estructuras estadísticas de dependencia no lineal, lo que dificulta la toma de decisiones de los distintos inversionistas sobre este *commodity* en particular.

V. CONCLUSIONES

Este trabajo estudia la no linealidad de la tasa de retorno del café tipo Arábica Suave Colombiano cotizado en la Bolsa de New York, regido por la OIC. Los resultados empíricos rechazan la hipótesis de que sigue la serie una caminata aleatoria, ya que se encuentran periodos no lineales. En otras palabras, las innovaciones no son independiente e idénticamente distribuidos (*i.i.d)*. Existe evidencia de dependencia no lineal, lo cual no puede modelarse por medio de especificaciones de la familia GARCH. No se pretende minimizar la utilidad de los modelos de la familia GARCH; por el contrario, este trabajo muestra que en algunas series subyacen problemas de planteamiento estadístico que no pueden ser modelados convencionalmente.. Sin embargo, en el futuro la agenda de investigación debe enfocarse en validar si otros modelos se adecuan a las series financieras y/o económicas.

Cuadro 2

Serie	*Umbral*	Ajuste AR(p)	# Ventanas	Ventanas con no linealidad: H (%)	Episodios que presentan no linealidad
Retorno del café	0.05	p=2	173	10(5.78)	03/10/94-11/11/94 24/07/95-01/09/95 08/01/96-16/02/96 18/12/00-26/01/01 04/06/01-13/07/01 31/12/01-08/02/02 02/12/02-10/01/03 24/11/08-02/01/09 11/05/09-19/06/09

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 3

Serie	*Umbral*	Ajuste AR(p)	# Ventanas	Ventanas con no linealidad: H4 (%)	Episodios que presentan no linealidad
Retorno del café	0.05	p=2	173	11(6.36)	01/05/95-09/06/95 08/01/96-16/02/96 13/09/99-22/10/99 06/12/99-14/01/00 18/12/00-26/01/01 31/12/01-08/02/02 11/08/03-19/09/03 13/06/05-22/07/05 21/07/08-29/08/08 24/11/08-02/01/09 22/06/09-31/07/09

Fuente: Elaboración propia

BIBLIOGRAFÍA

1. Ahti, V. (2009). *Forecasting commodity prices with nonlinear models. Helsinki center of economic research.* (Discussion Paper 268). Helsinki Center of Economic Research.
2. Andragi, B. y Chatrath, A. (2003). Non-linear dynamics in futures prices: evidence from the coffee, sugar and cocoa exchange. *Applies Finance Economics*. 13, 245-256.
3. Arandhuyula, S. y Holt, M. (1988). GARCH time series models: An application to retail livestock prices. *Western Journal of Agricultural Economics.* 13, 365-374.
4. Benavides, G. (2009). Price volatility forecasts for agricultural commodities: an application of volatility models, option implieds and composite approaches for future prices of corn and wheat. *Revista de Administración, Finanzas y Economía*. 2, 40-59.
5. Bonilla, C., Maqueira, C. y Romero-Meza, R. (2008). Nonlinear behaviour of emerging market bonds spreads: The Latin American case. *Applied Economics*. 40, 2697-2702.
6. Brooks, C. y Hinich, J. M. (1998). Episodic nonsatationary in exchange rates. *Applied Economic Letters*, 5,719-722.
7. Cromwell, J. y Labys, W. (1993). *Testing for Nonlinear dynamics and chaos in agricultural commodity prices.* (Research Paper 9326). Research Institute, West Virginia University.
8. FAO. *Food and Agriculture Organization* (2005, Enero). [Base de Datos]. Consultado el 30/06/2010 en: http://www.fao.org/es/ess/top/commodity.html?item=656&lang=en&year=2005

9. Fontenay, P. y Leung, S. (2002). Managing commodity price fluctuations in Vietnam's coffee industry. International and Development Economics. (Working Paper 02-4). Asia Pacific School of Economics and Government. The Australian National University.
10. Gómez, M. R. (2003). Situación de la red café, oportunidades de desarrollo en México. FIRA. 320, 1-106.
11. Hinich, J. M. (1996). Testing for Dependence in the input to a linear time series model. *Nonparametric Statistics*, 6, 205-221.
12. Hinich, M. y Serletis, A. (2004) Episodic nonlinear event detection the Canadian exchange rate, Journal of the American Statistical Association 102 (477), 68-74.
13. Karali, B. y Power, G. (2009, Julio). *What explains high commodity price volatility? Estimating a unified model of common and commodity-specific, high-and-low-frequency factors.* (49576). Annual Meeting at the Agricultural & Applied Economics Association: Milwaukee, Wisconsin.
14. Milas, C. y Otero, J. (2002). Smooth transition vector error correction models for spot prices of coffee. *Applied Economics Letters*. 9, 925-928.
15. Tansuchat, R., Chang, C. y McAleer, M (2009). Modelling long memory volatility in agricultural commodity futures returns.
16. Tejeda, H. y Goodwin, B. (2009). *Price volatility, nonlinearity and asymmetric adjustment in corn, soybean and cattle markets: Implication of ethanol-driven shocks.* Proceeding of the NCCC-134 Conference on applied commodity price analysis, forecasting and market risk management. St. Louis, Mo.
17. Velásquez, J. y Aldana, M. (2007). Modelado del precio del café colombiano en la bolsa de nueva york usando redes neuronales artificiales. *Revista de la Facultad Nacional de Agronomía, Medellín.* 60(2), 4129-4144.
18. Wild, P., Hinich, M. y Foster, J. (2010). Are daily and weekly load and spot price dynamics in Australia's National Electricity Market governed by episodic nonlinearity?. *Journal Energy Economics,* 32, 1082-1091.

***(Artículo recibido el 12 de enero del 2011 y aceptado para su publicación el 12 de diciembre del 2011).**