

Volatilidad en contratos futuros de granos y oleaginosas a través de modelos econométricos GARCH y VAR: caso maíz y soja

Volatility in future contracts of grains and oils through garch and var econometric models: corn and soybean case

BAQUE-BUSTAMANTE, Wilmer A.¹

Resumen

Este artículo examina las características de las condiciones de volatilidad de un estilo de administración diaria y comparar predicciones fuera de muestra de los vectores autorregresivos (VAR) y el llamado VAR tipo GARCH el cual es una extensión del modelo AR. Este documento evalúa la relación entre los precios de contratos futuros de maíz y soja, desde enero del 2017 hasta diciembre del 2019. Se comprobó la no estacionariedad de las variables con dos rezagos óptimos -VAR2 (2) y otro VAR2 (2). La hipótesis de esta investigación fue encontrar alguna relación de causalidad; se demostró que las variables son independientes. Uno de los objetivos fue encontrar alguna relación en estas commodities bajo contratos a futuro; la volatilidad del precio con respecto a la varianza y no a la media, hace que se utilice este tipo de modelos de vectores autorregresivos y generalizados.

Palabras clave: contratos futuros, soja, maíz, casualidad, cointegración, VAR, GARCH

Abstract

This article examines the characteristics of the volatility conditions of a daily administration style and compares out-of-sample predictions of the autoregressive vectors (VAR) and the so-called GARCH VAR which is an extension of the AR model. This document evaluates the relationship between futures contract prices of corn and soybeans, from January 2017 to December 2019. The non-stationarity of the variables was verified with two optimal lags -VAR2 (2) and another VAR2 (2). The hypothesis of this investigation was to find some causal relationship, which showed that the variables are independent. One of the objectives was to find some relationship in these commodities under future contracts; the volatility of the price with respect to the variance and not the average, makes this type of generalized and autoregressive vector models to be used.

Keywords: future contracts, soybean, corn, chance, cointegration, VAR, GARCH

1. Introduccion

El modelo más sencillo para medir volatilidad es el estimado histórico, también conocido como volatilidad histórica. El procedimiento consiste en calcular la varianza o la desviación estándar de los retornos sobre un

¹ Ingeniero en Estadística e informática, Master en Investigación de Mercados, Profesor Titular, docente de la carrera de ingeniería en Agronomía Universidad Agraria del Ecuador, E-mail: wbaque@uagraria.edu.ec

periodo histórico para poder pronosticar la volatilidad de los periodos futuros. La varianza histórica media ha sido un insumo importante para los modelos de productos financieros.

Es en los trabajos más comunes donde necesitamos encontrar el retorno de un portafolio con base en modelos econométricos que analicen el riesgo a través ya no de la media sino de la varianza; es aquí donde radica la importancia de los modelos GARCH y VAR.

La volatilidad de los modelos paramétricos para la rentabilidad de activos financieros ha experimentado un gran desarrollo desde el modelo auto regresión condicional (ARCH) y el generalizado (GARCH) de Engle (1982) y Bollerslev & Ghysels (1996).

Por otro lado, sabemos que la varianza estacionaria GARCH procesa y genera autocorrelaciones que decrecen excesivamente en relación con las observaciones de los proxies de volatilidad habituales (valor absoluto o retornos al cuadrado); ver por ejemplo (Ding & Granger, 1996)

El maíz y la soya que principalmente se comercializan en la Bolsa de Chicago (CME) en contratos a precios futuros, las preocupaciones sobre la guerra comercial entre estados Unidos y China, el mayor importador de soya del mundo, continuaron limitando la fortaleza de los mercados a futuro de la oleaginosa. Los mercados de contratos futuros se vieron también influenciados por el COVID-19, donde las bolsas de todo el mundo vieron desplomes.

Debido a estos factores se decidió analizar estas series financieras a través de los modelos auto regresivos (VAR), los cuales son modelos de ecuaciones simultaneas que describen las relaciones dinámicas de las variables. Lo que se busca con este modelo es que todas las variables sean estacionarias, para poder realizar la cointegración en los productos en contratos futuros observando que se mueven a corto y largo plazo simultáneamente.

En el modelo (VAR) establece las relaciones. Si β_{12} ó β_{21} son positivos, la correlación también lo es, el análisis de los coeficientes se lo hace conjuntamente. No se puede hacer hipótesis sobre coeficientes individuales. No autocorrelación de los términos de perturbación. El modelo permite incluir variables en niveles directamente.

Si dos series temporales, que son totalmente aleatorias e independientes entre sí, puedan tener relación aparente, abre la puerta a posibilidades infinitas en el que muchas variables en relación, puedan aparentar tenerla. En este sentido, la prueba de cointegración de Johansen (Mata, 2003) según (Lopez, 2020) se encargará de determinar si esa relación es verdadera con sentido o es espuria. Al ser estadísticos basados en fórmulas matemáticas pueden ser infalibles. Por otro lado, son pruebas exigentes que aseguran una probabilidad muy alta de evitar relaciones espurias.

2. Materiales y metodos

La presente investigación se enmarca en la aplicación de pruebas econométricas para medir la probabilidad de los argumentos establecidos en función de la causalidad del precio de mercado futuro del maíz y el mercado futuro de una oleaginosa como la soya. Se delinea como proceso de la investigación un proceso unimetodo con un paradigma empírico analítico según (Hernandez, Fernandez, & Baptista, 2010), que permite reflejar la realidad de la forma más fiel y neutral posible de la investigación.

La metodología econométrica moderna demanda el estudio individual de cada serie de tiempo incluida en el modelo, con el objetivo de determinar si las series son estacionarias o necesitan ser transformadas para alcanzar la estacionariedad (Guerra, 2002). Habitualmente, estas transformaciones consisten en tomar el logaritmo de la serie y posteriormente diferenciarlas hasta hacerlas estacionarias. El número de veces en que la serie es diferenciada establece su orden de integración, de tal manera que se define a una serie integrada de orden n si requiere ser diferenciada n veces para convertirla en un proceso estacionario. En este trabajo utilizaremos la prueba de Dick Fuller Aumentado (DFA) para probar estacionariedad.

Para el diseño de la investigación se utilizaron bases de datos ubicadas en Yahoo (2020); hemos escogido las de frecuencia diaria con un periodo de enero del 2017 a diciembre del 2019 de las variables de maíz en contratos futuros y soja respectivamente. La propuesta metodológica de la investigación propone un análisis que determine la estacionariedad de las variables mediante el uso de la prueba Dickey-Fuller (DFA) para evitar obtener resultados espurios en regresiones con series de tiempo no estacionarias.

La prueba Dickey-Fuller (DFA) simula los valores críticos de una selección de distintos tamaños muestrales entendiendo que el proceso estocástico subyacente a los datos es un modelo auto regresivo AR(1) (Novales, 1998). La prueba DFA contempla otros esquemas de auto correlación, evitando el condicionamiento de ruido blando de los residuos.

Stock & Watson (2012), mencionan que el contraste DFA para una raíz unitaria autoregresiva contrasta con la hipótesis nula $H_0: \delta = 0$ frente a la hipótesis alternativa $H_1: \delta < 0$ en la siguiente regresión:

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

Hipótesis

H_0 : La variable es no estacionaria; teniendo raíz unitaria

H_1 : La variable es estacionaria; no teniendo raíz unitaria

El DFA no posee una distribución normal para su contraste de raíz unitaria, en su lugar debe utilizarse un conjunto particular de valores críticos con base en la distribución del estadístico DFA con hipótesis nula (Stock & Watson, 2012). Wooldridge (2012) explica que ante el hecho de que la hipótesis alternativa de estacionariedad implica que en la ecuación antes descrita $\delta < 0$, el contraste es unilateral. Por consiguiente, el valor t-estadístico debe ser (más negativo) que los valores críticos unilaterales para rechazar H_0 .

Asimismo, MacKinnon (1996), estimó un conjunto de valores críticos los cuales permiten calcular los valores críticos del test DFA para distinto tamaño muestral y numero de variables, entendido que dicho valor debe ser menor al 5% ó 0.05 para rechazar a la hipótesis nula.

Para establecer una relación entre maíz y soja se usa el modelo de Vectores Auto Regresivos (VAR).

Gujarati & Porter (2009), argumentan la existencia de simultaneidad entre el conjunto de variables a tratarse en igualdad de condiciones sin distinción de variables exógenas ni endógenas. Es denominado vector auto regresivo ante la existencia de un vector k es ≥ 2 variables.

Novales (2016), describió que la aplicación del (VAR) presenta su utilidad ante la existencia de coincidencias entre un grupo de variables, esas relaciones deben ser generadas a lo largo de un determinado número de periodos

Para la aplicación del modelo VAR se toma en consideración las siguientes ecuaciones

$$M_{1t} = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j M_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j R_{t-j} + \mu_{1t}$$

$$R_t = \alpha' + \sum_{j=1}^k \theta_j M_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j R_{t-j} + \mu_{2t}$$

Se plantea el siguiente sistema de hipótesis:

Hipótesis 1: La relación existente entre las variables es menor a un año considerada de corto plazo

Hipótesis 2: La relación existente entre las variables es mayor a un año considerada de corto plazo

La existencia de una relación entre variables no especifica como tal un sinónimo de causalidad ni su tipo de orientación. Es más, aún se mantiene según expresa (Gujarati & Porter, 2009) un conflicto filosófico el cual sostiene que el futuro no puede predecir el pasado. Bajo esta premisa de Granger interpreta la causalidad como si una variable X causa en términos de Granger a la variable Y, las alteraciones en X deben augurar cambios en Y y viceversa. Coinciden con esta premisa.

En términos de regresión lineal podemos argumentar que si incluimos valores pasados o rezagos de X en la regresión de Y, contribuirá a una predicción de Y más significativa, ante esto podemos decir que X en términos de Granger causa a Y. (Stock & Watson, 2012)

La causalidad de Granger es una noción limitada que describe como los valores pasados de X son útiles en la predicción de valores futuros de Y después de ser controlados por los valores pasados de Y. (Wooldridge, 2012)

Según el test de Granger plantea el siguiente sistema de Hipótesis:

Hipótesis 1: Casualidad unidireccional de Maíz a Soja; rechazo de la hipótesis 1

Hipótesis 2: Casualidad unidireccional de Soja a Maíz; rechazo de la hipótesis 2

Hipótesis 3: Casualidad bidireccional entre las variables; ambas hipótesis son rechazadas.

Hipótesis 4: Variables independientes; ambas hipótesis no son rechazadas.

Sistema de Hipótesis tomado de Quinde, Bucaram, Bucaram, & Silvera (2019), para probar las hipótesis se toma en cuenta la probabilidad de Fisher (1922). Los p valores se encuentran en el valor mínimo de rechazo, menor al 5% o 0.05 se rechaza una de las hipótesis. Bajo este criterio podemos describir los siguientes resultados.

Tabla 1
Contraste de Hipótesis Prueba de Granger

Hipótesis Nula	Hipótesis 1	Hipótesis 2	Hipótesis 3	Hipótesis 4
Maíz no causa a Soja	< 5%	> 5%	< 5%	> 5%
Soja no causa a Maíz	> 5%	< 5%	< 5%	> 5%

Fuente: Elaboracion propia

Para el análisis de los datos que se requieren se utilizó el software econométrico ("EViews.com," 2020), el cual presenta en este trabajo los gráficos y pruebas realizadas.

Para realizar un modelo GARCH primero hay que realizar pruebas para medir o detectar efectos ARCH, donde existen varias maneras, una es utilizar los estadísticos tradicionales de Ljung-Box en los correlogramas de los residuos de la ecuación de la media y de los residuos al cuadrado (Tsay, 2002); otra, es utilizar una prueba de multiplicadores de Lagrange LM, propuesta por Engle (1982), en la que después de expresar la ecuación de la varianza condicional $h_t = z_t w$ como $h_t = z_{t1} w_1 + z_{t2} w_2$, se prueba la hipótesis nula $H_0: w_2 = 0$ mostrando así, que el efecto ARCH es a lomas como la dimensión de w_1 .

Se define a un modelo GARCH

Sea $\{y_t\}_{t \in T}$ un proceso estocastico donde T es un conjunto discreto de índices. Sean

$$\beta' = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k) \quad y \quad w' = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_q, \gamma_1, \dots, \gamma_p)$$

Vectores de parámetros para modelar la media y la varianza respectivamente, $z_t = (1, e^2_{t-1}, \dots, e^2_{t-q}, h_{t-1}, \dots, h_{t-p})$ el vector para las variables de la varianza, $x_t = (1, x_{t1}, \dots, x_{tk})$ el vector de variables explicativas observadas en el tiempo t. en este modelo, $\epsilon_t = y_t - x_t \beta$ y ψ_{t-1} es la información disponible hasta el tiempo t-1. El modelo GARCH(p,q) en regresión (Baillie & Bollerslev, 1990) está dado por:

$$h_t = z_t \omega = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_j h_{t-i}, \quad t \in \mathbb{Z}$$

GARCH (p,q) es un proceso (ϵ_t) si sus dos primeros momentos condicionales existen y satisfacen: (Paoella & Balding, 2019)

- (i) $E(\epsilon_t | \epsilon_u, u < t) = 0, t \in \mathbb{Z}.$
- (ii) *Existen constantes $\omega, \alpha_i, i = 1, \dots, q$ y $\beta_j, j = 1, \dots, p$ tal que*

$$\sigma^2 = Var(\epsilon_t | \epsilon_u, u < t) = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_j \epsilon_{t-j}^2, \quad t \in \mathbb{Z}$$

Con respecto a la volatilidad de la variable, tenemos las siguientes condiciones

$$y_t = \phi + e_t$$

$$e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

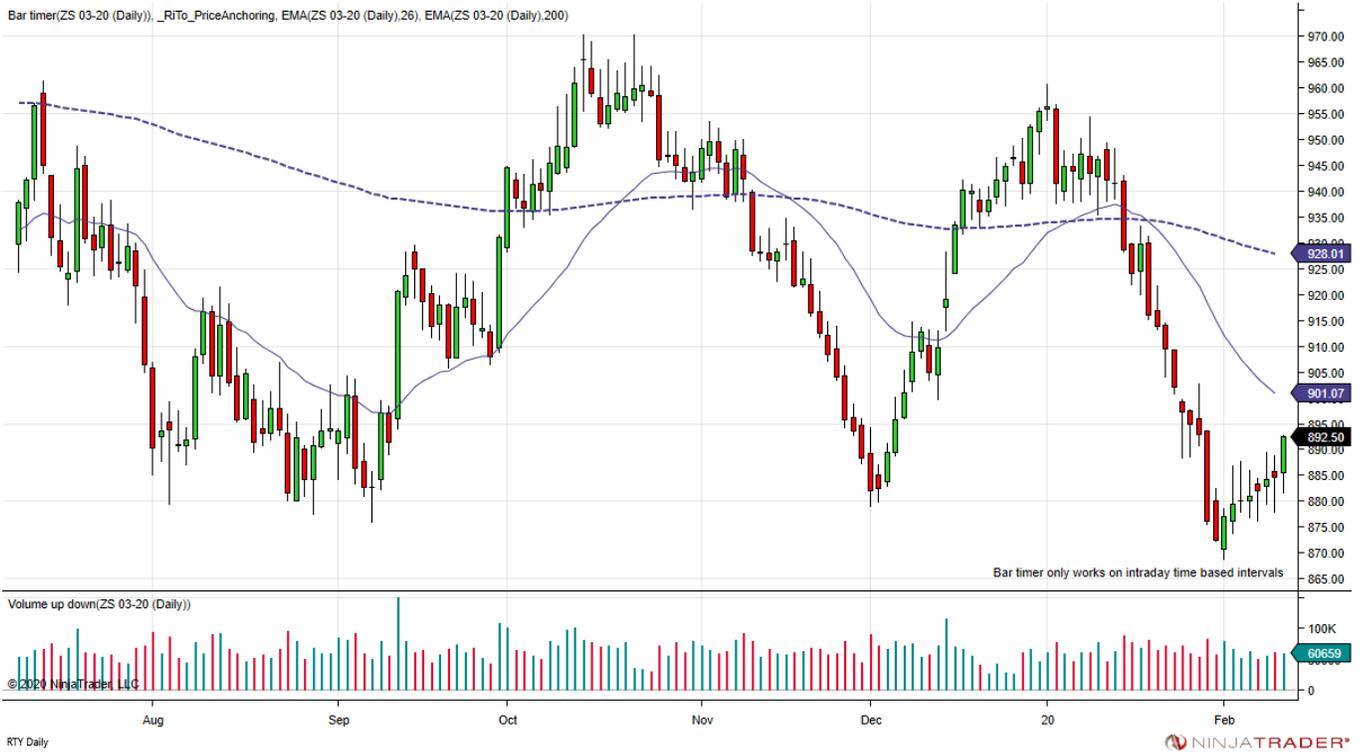
$$h_t = \alpha_0 + \alpha_i e^2_{t-i} \quad \alpha_0 > 0, \quad 0 \leq \alpha_1 \leq 1$$

Para la estimación de modelos GARCH $h_t = \alpha_0 + \alpha_i e^2_{t-i}$ donde $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ para que sea estacionario o exista estacionariedad, si $\alpha_1 + \beta_1 > 1$ es un proceso GARCH integrado o EGARCH.

Heterocedastico autorregresivo condicional (ARCH) modelo fue introducido por Engle (1982) y su GARCH(Arch generalizo) extensión es debido a Bollerslev (1986) los cuales son citados por Francq, Christian; Jean-Michel (2010). En estos modelos, el concepto principal es la varianza condicional. En los clásicos modelos GARCH, la varianza condicional es expresada como una funcion lineal del cuadrado de los valores pasados. Al mismo tiempo, la estructura lineal de estos modelos pueden ser desplegados a través de algunas representaciones que serán presentadas en este artículo.

Como podemos observar la volatilidad del instrumento tiene un α muy grande, las líneas punteadas describen una media móvil MA(200), vemos picos y valles muy alejados es por eso la importancia de estos modelos para encontrar retornos con menos riesgos.

Figura 1
ZS Grafico diario del futuro de soja.



Fuente: elaboración propia

Figura 2
ZC grafico de diario del futuro de maíz



Fuente: elaboración propia

3. Resultados

Para determinar el criterio de tendencia determinística o estocástica se realizó la prueba Dick Fuller aumentada (DFA). Los resultados de esta prueba muestran que en ambos indicadores se rechaza la hipótesis nula, por lo que podemos concluir que tanto el Maíz o la Soja son series que no tienen raíz unitaria siendo estas estacionarias con un 5% de significancia (Tabla 2)

Tabla 2
Prueba de Raíz unitaria Maíz y Soja

Variable	Prueba DFA		Valor p
	Valor critico: 5% nivel	t-estadístico	
Maíz	-2.865214	-3.185310	0.0213
Dlsoja	-2.865219	-27.09006	0.000

Fuente: Elaboración propia.

Para el proceso de estimación del vector autorregresivo (VAR) es necesario establecer la longitud de máximo de rezago sobre el cual se determina la relación entre las variables Maíz y Soja entendiendo este criterio como el rezago óptimo. Para ello utilizaremos la prueba de razón de verosimilitud, los criterios de error de predicción y los estadísticos de Akaike, Schwarz, y Hannan-Quinn. Estos criterios presentan en su mayoría una similitud al momento de establecer en 2 rezagos para este caso.

Tabla 3
Prueba de Raíz unitaria Maíz y Soja

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2375.570	NA	2.192480	6.460787	6.473291	6.465609
1	204.5431	5139.192	0.001999*	-0.539519*	-0.502009*	-0.525053*
2	206.3773	3.643402	0.002010	-0.533634	-0.471117	-0.509524
3	209.1365	5.465996	0.002017	-0.530262	-0.442739	-0.496508
4	210.7867	3.259917	0.002030	-0.523877	-0.411347	-0.480478
5	211.2963	1.004033	0.002050	-0.514392	-0.376855	-0.461350
6	212.5700	2.502456	0.002065	-0.506984	-0.344440	-0.444297
7	218.5839	11.78264*	0.002054	-0.512456	-0.324906	-0.440126
8	219.5850	1.955997	0.002070	-0.504307	-0.291750	-0.422332

* indica orden de rezago seleccionado por el criterio

LR: 5% level

FPE: Final error de predicción

AIC: Akaike criterio de información

SC: Schwarz criterio de información

HQ: Hannan-Quinn criterio de información

Destacamos como modelo adecuado el rezago establecido por la mayor parte de los criterios de información que se presenta en el segundo rezago. Entendiendo que el rezago óptimo VAR2(2), se determina que los indicadores presentan respuesta a los shocks entre las variables y entre sí mismas propagándose en el largo plazo.

Para establecer la casualidad se realizó una prueba de Granger cuyos resultados muestran variables independientes indicando que no se rechazan la hipótesis 1 y 2 como indica la Tabla 4. Esto se evidencia al observar los valores de los p valores de la tabla (Tabla 4).

Tabla 4
Prueba de Granger

Hipótesis Nula	Test de Granger		
	Chi-sq	gl	Valor p
Maíz no causa Soja	2.6828	2	0.2615
Soja no causa Maíz	3.8289	2	0.1474

La tabla de resumen indica tres especificaciones de cointegración tanto en la prueba de traza como en la del maximun eigenvalue, encontrándose estas dentro de la no tendencia determinística de los datos, la de tendencia determinística lineal en los datos y la de tendencia cuadrática en los datos, en nuestro caso solo se seleccionó intercepto sin tendencia en el VAR para la de tendencia determinística lineal en los datos (Tabla 5).

Tabla 5
Prueba de Cointegración de Johansen -Resumen de supuestos

Data Trend:	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrático
Test Tipo	No Intercepto No Tendencia	Intercepto No Tendencia	Intercepto No Tendencia	Intercepto Tendencia	Intercepto Tendencia
Trace	0	0	1	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

El test de Johansen presenta dos criterios, el primero de acuerdo con la prueba de la traza se rechaza la hipótesis de la no cointegración en favor de una relación de cointegración al nivel del 5%; comportamiento diferente donde el caso de la prueba de Maximun eigenvalue no existe significancia con lo que se concluye que no se puede rechazar la hipótesis conjunta de que no existe cointegración (Tabla 6), por lo que se debe construir un vector VEC de largo plazo.

Tabla 6
Test de Cointegración de Johansen – Maíz y Soja de 2 rezagos

Prueba de rango de Cointegración sin restricciones de Traza				
Hipótesis		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	estadístico	Critico Valor	Valor p**
Ninguno	0.016928	15.99159	15.49471	0.0421
A lo sumo1	0.004498	3.340812	3.841466	0.0676
Hipótesis		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	estadístico	Critico Valor	Valor p**
Ninguno	0.016928	12.65077	14.26460	0.0885
A lo sumo 1	0.004498	3.340812	3.841466	0.0676

Max-eigenvalue test indica no cointegración al 0.05 nivel

* denota rechazo de la hipótesis a un nivel del 0.05

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-valores

El criterio de Johansen trace $15.99 > 15.49$ y el max $12.65 < 14.26$ por lo que no se rechaza la hipótesis nula, no hay cointegración versus la alterna de que si hay cointegración. Por lo tanto, no se debe realizar VEC de largo plazo.

El modelo VAR es el siguiente

=====

$$\text{MAIZ} = 1.00512895118 * \text{MAIZ}(-1) - 0.0328482949987 * \text{MAIZ}(-2) - 0.00491622639628 * \text{DLSOJA}(-1) + 0.000383226983521 * \text{DLSOJA}(-2) + 14.5254100378$$

$$\text{DLSOJA} = 0.119912556032 * \text{MAIZ}(-1) - 0.137942995934 * \text{MAIZ}(-2) + 0.966763280724 * \text{DLSOJA}(-1) + 0.0204312478828 * \text{DLSOJA}(-2) + 18.5242227253$$

Se realizo una estimación a los coeficientes del modelo a través de mínimos cuadrados para obtener su significancia donde se obtuvo lo siguiente (Tabla 7)

Tabla 7
Coeficientes

	Coeficientes	Std. Error	t-estadístico	Valor p.
C(1)	1.005129	0.043929	22.88056	0.0000
C(2)	-0.032848	0.043781	-0.750287	0.4532
C(3)	-0.004916	0.022334	-0.220126	0.8258
C(4)	0.000383	0.022350	0.017147	0.9863
C(5)	14.52541	4.161563	3.490374	0.0005
C(6)	0.119913	0.086090	1.392871	0.1639
C(7)	-0.137943	0.085799	-1.607739	0.1081
C(8)	0.966763	0.043768	22.08821	0.0000
C(9)	0.020431	0.043800	0.466462	0.6410
C(10)	18.52422	8.155581	2.271355	0.0233

Mostrando un R^2 en ambas ecuaciones y DW igual a 2 en ambas ecuaciones, ambos indicadores son significantes y además que $R^2 < DW$ desechando una regresión no espuria.

Según la prueba de Wald sobre los coeficientes (Novales, 1998) redundantes en el modelo o que no son significantes en el modelo se realiza una prueba de exclusión donde se formula las siguientes hipótesis:

$$H_0: c(2) = c(3) = c(4) = c(6) = c(7) = c(9) = 0$$

H1: Los coeficientes son diferentes de cero

Donde el valor p $0.338 > 0.05$ por lo que no se rechaza la H_0 de que el diagnostico de los coeficientes de Wald se excluya estos coeficientes del modelo final quedando:

$$\text{Maiz} = 1.00512895118 * \text{MAIZ}(-1) + 14.5254100378$$

$$\text{Dlsoja} = 0.966763280724 * \text{DLSOJA}(-1) + 18.5242227253$$

Con respecto a la estabilidad del modelo a través de la estructura de los rezagos obtenemos que los valores propios o (eigenvalues) son menores que uno (Tabla 8)

Tabla 8
Prueba de Estabilidad del Modelo

Raíz	Modulo
0.991661	0.991661
0.966283	0.966283
0.035870	0.035870
-0.029948	0.029948

Ninguna raíz cae fuera del círculo
VAR satisface condiciones de estabilidad.

Por las razones anteriores al ser menores que uno todos los valores caen dentro del círculo unitario.

Con respecto al modelo GARCH que es una generalización del modelo ARCH tenemos los siguientes resultados.

Se realiza un diagnóstico de los residuos a través de una prueba de heterocedasticidad, donde la hipótesis siguen a continuación. (Hansen & Lunde, 2006)

Ho: No hay efectos ARCH

H₁: Hay efectos ARCH

Tabla 9
Heterocedasticidad Prueba

F-estadístico	6917.268	Prob. F(1,741)		0.0000
Obs*R-cuadrado	671.1087	Prob. Chi-Cuadrado (1)		0.0000
Variable	Coeficientes	Std. Error	t-estadístico	Valor p.
C	196.4280	67.72904	2.900204	0.0038
RESID^2(-1)	0.950890	0.011433	83.17011	0.0000

Tiene efectos ARCH la serie en nivel de los futuros de soja, por lo que nos da la pauta para poder seguir con un modelo GARCH, donde cumple las siguientes condiciones.

$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 e^2_{t-1}$ donde $\alpha_0 > 1$, $0 < \alpha_1 < 1$ $\alpha_0 = 196.42 > 1$ y $0 < \alpha_1 < 1$ cumpliendo un modelo ARCH.

$$\alpha_0 < 1 \quad y \quad 0 < \alpha_1 < 1$$

Cumple los criterios de un modelo ARCH y $\alpha_1 = 0.03$ lo cual nos indica que no habría una varianza explosiva.

$$\alpha_0 > 1, \quad 0 < \alpha_1 < 1$$

El GARCH va a contener un componente ARCH y la varianza no contemporánea $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ para que exista estacionariedad. Si $\alpha_1 + \beta_1 > 1$ es un proceso GARCH integrado.

Tabla 10
Reporte de tres modelos para maíz y Soya

	Modelos	Akaike	Schwarz	Hanna-Quinn
D_LMAIZ	GARCH (1,1)	-5.883545	-5.858187*	-5.873757*
	GARCH (1,2)	-5.882769	-5.851072	-5.870535
	EGARCH (1,2)	-5.884193*	-5.846156	-5.869512
D_LSOJA	ARCH (1,0)	-6.223410	-6.204392	-6.216070
	GARCH (1,1)	-6.257634*	-6.232276*	-6.247846*

*Los mejores criterios de información.

Los modelos cumplen con la condición de que $\alpha_1 + \beta_i < 1$ para que exista estacionariedad. Si $\alpha_1 + \beta_i > 1$ es un proceso GARCH integrado que no es el caso. De acuerdo a los criterios de información expuestos en la tabla 10 se escoge el modelo GARCH (1,1) para el Maíz y para Soja.

4. Conclusiones

Establecer la relación entre los precios del mercado futuro de granos y oleaginosas, caso maíz y soja, representa interés para el desarrollo de la política pública en el Ecuador y en los países considerados en vías de desarrollo, al momento de establecer la inversión en productos financieros en la bolsa de valores de Guayaquil o en su defecto en la bolsa de valores de New York y se pueden obtener mayores rendimientos.

Al estudiar la relación entre la serie de maíz y soja en el mercado de contratos futuros se observó que ambas series tienen tendencias positivas, no estacionarias. Por lo que fue necesario evaluar su relación a través de la prueba de Johansen, de acuerdo con el test de cointegración, el rango de cointegración de las variables analizadas es $r=1$ bajo la especificación de intercepto en la ecuación de cointegración y no tendencia determinística lineal en los datos con 2 rezagos en los términos de VAR en diferencias. Bajo el criterio de causalidad se determinó que según la prueba de Granger, el modelo presenta independencia en las variables en términos de causalidad.

Los resultados muestran que a través de la estructura de los valores propios todos son menores a 1 indicando una estabilidad en el modelo. Se presenta una tendencia positiva no estacionaria, se estableció un VAR con 2 rezagos y al determinar la causalidad, la prueba de Granger muestra independencia entre las variables.

Con respecto a los modelos GARCH que miden la volatilidad, se escogió entre varios donde cumplen con la condición de que $\alpha_1 + \beta_i < 1$ para que exista estacionariedad. De acuerdo a los criterios de información expuestos en la tabla 10 se escoge el modelo el GARCH (1,1) que fue el que mejor estima los precios de mercados futuros de Maíz y Soja.

Referencias bibliograficas

- Baillie, R. T., & Bollerslev, T. (1990). Volatility an in Inter- Foreign Market Exchange Rates. *Review of Economic Studies*, 58(3), 565–585.
- Ding, Z., & Granger, C. W. J. (1996). Modeling volatility persistence of speculative returns: A new approach. *Journal of Econometrics*, 73(1), 185–215. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01737-2](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01737-2)
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- EViews.com. (2020). Retrieved March 22, 2020, from <https://www.eviews.com/home.html>

- Fisher, R. (1922). "On the interpretation of χ^2 from contingency tables, and the calculation of P." *Journal of the Royal Statistical Society* 85, 85(1), 87–94.
- Francq, Christian; Jean-Michel, Z. (2010). *GARCH Models: Structure, Statistical Inference and Financial Applications*. Retrieved from www.wiley.com
- Guerra, J. (2002). *Estudios sobre la inflación en Venezuela*. In *Colección Económico Financiera (Banco Cent)*. Caracas.
- Gujarati, D., & Porter, D. (2009). *Econometría (Quinta Edi)*. Mexico: Mc Graw-Hill.
- Hansen, P. R., & Lunde, A. (2006). Consistent ranking of volatility models. *Journal of Econometrics*, 131(1–2), 97–121. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.01.005>
- Hernandez, R., Fernandez, C., & Baptista, M. del P. (2010). *Metodología de la Investigación (Quinta)*.
- Lopez, J. F. (2020). *Cointegración - Qué es, definición y concepto | Economipedia*. Retrieved April 2, 2020, from <https://economipedia.com/definiciones/cointegracion.html>
- MacKinnon, J. G. . (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration. 11(6), 601–618.
- Mata, H. (2003). *Nociones Elementales de Cointegración Enfoque de Soren Johansen. Borrador para discusión*. 69 p. Retrieved from <http://www.webdelprofesor.ula.ve/economia/hmata/Notas/Johansen.pdf>
- Novalés, A. (1998). *Econometría (Segunda; I. Capella, Ed.)*. Madrid: Mcgraw-Hill.
- Paoletta, M., & Balding, D. J. (2019). *Linear Models and Time-Series Analysis_Regression, ANOVA, ARMA and GARCH*. In Wiley.
- Quinde, V., Bucaram, R., Bucaram, M., & Silvera, C. (2019). *Relación entre el gasto en Ciencia y Tecnología y el Producto Interno Bruto . Un análisis empírico entre América Latina y el Caribe y el Ecuador*. *Espacios*, 40(2008).
- Stock, J. H., & Watson, M. M. (2012). *Introducción a La Econometría*. In *British Journal of Cancer (Tercera)*. Madrid: Pearson Education.
- Tsay, R. (2002). *Analysis of Financial Time Series*. In *Technometrics (Vol. 48)*. <https://doi.org/10.1198/tech.2006.s405>
- Wooldridge, J. M. (2012). *Introductory Econometrics_ A Modern Approach-South-Western College Pub (2012) (Quinta)*. <https://doi.org/10.4324/9781351140768-8>

Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons
Atribución-NoCommercial 4.0 International

