



Junio 2018 - ISSN: 1696-8352

ANÁLISIS DE LA PREVISIÓN DE LOS PRECIOS DEL CAFÉ ARÁBICA EN BRASIL

Brisa Oliveira Moura¹
Letícia Viana²
Sara Andrade Santos³
Naisy Silva Soares⁴

Para citar este artículo puede utilizar el siguiente formato:

Brisa Oliveira Moura, Letícia Viana, Sara Andrade Santos y Naisy Silva Soares (2018): "Análisis de la previsión de los precios del café arábica en Brasil", Revista Observatorio de la Economía Latinoamericana, (junio 2018). En línea:

<https://www.eumed.net/rev/oel/2018/06/cafe-arabica-brasil.html>

Resumen:

La producción del café representa una importante actividad agrícola para la economía brasilera a nivel global y local, resaltando su capacidad exportadora. Se considera la representatividad de este cultivo agrícola, el presente trabajo tiene como objetivo la elaboración de un modelo que pueda estimar el precio interno del café en Brasil, a través de la utilización de la metodología Box y Jenkins, en observaciones mensuales, del periodo de enero del 2012 a diciembre del 2016. Los resultados obtenidos indicaron que el modelo se mostró adecuado para efectuar las previsiones del precio del café en Brasil fue el ARIMA (2,1,2).

Palabras clave: Seres temporales, Modelo ARIMA, Previsión de precios, Café;

PRICE FORECAST ANALYSIS OF ARABICA COFFEE IN BRAZIL

Abstract - The coffee production represents an important agricultural activity for Brazilian economy in a global and local level, highlighting its export capacity. Considering the representativeness of this agricultural crop, the objective of the present work was to establish a forecasting model to estimate the domestic price of coffee in Brazil, using the Box and Jenkins methodology in monthly observations,

¹ Economista pela Universidade Estadual de Santa Cruz - UESC. Mestranda em Economia Regional e Políticas Públicas pela Universidade Estadual de Santa Cruz- UESC. E-mail: brismoura@gmail.com.

² Graduada em Línguas Estrangeiras Aplicadas às Negociações Internacionais pela Universidade Estadual de Santa Cruz - UESC. Mestranda em Economia Regional e Políticas Públicas pela Universidade Estadual de Santa Cruz- UESC. E-mail: leticiasoesviana@hotmail.com.

³ Economista pela Universidade Estadual do Sudoeste da Bahia- UESB. Mestranda em Economia Regional e Políticas Públicas pela Universidade Estadual de Santa Cruz- UESC. E-mail: sara.uesb@gmail.com.

⁴ Economista. Pós-doutorado em Economia florestal. Professora do dep. de ciências econômicas da Universidade Estadual de Santa Cruz- UESC. E-mail: naisysilva@yahoo.com.br.

from January 2012 to December of 2016. The results obtained showed that the appropriate model for prices forecast coffee in Brazil was ARIMA (2,1,2).

Keywords: Temporal series, ARIMA Models, Price forecasting, Coffee

1 INTRODUCCIÓN

El cultivo de café, desde su origen en Brasil, representa una importante actividad agrícola en la economía local y en el desarrollo del país, impulsando los sectores de la industria, del comercio y del turismo por un largo periodo, como afirma Fehr et al. (2012). La importancia de la producción de este alimento se muestra aun configurada como una de las principales *commodities* comercializadas a nivel global y producida por países del sur, incluyendo Brasil. Según Lewin et al. (2004) cincuenta países son productores de café, y esta actividad ocupa en el mundo cerca de 20 a 25 millones de pequeños productores.

Destacándose de esta forma, el importante papel del cultivo de café que acaba por asumir una función social, visto que posee relevante contribución para la generación de empleos, recursos y divisas, siendo bastante diversificada en sus particularidades regionales. Reis et al. (2001) afirman que por medio de ese emprendimiento se inició la formación de las regiones más dinámicas del país, ya que parte de la industrialización brasilera tuvo como base el cultivo de café fuerte, capaz de generar riquezas y competitividad mundialmente.

Tradicionalmente Brasil se destaca por su posición de liderazgo en la producción mundial de café, produciendo, aisladamente, cerca de 35% del total ente los años 2008 y 2012, como destaca la figura 1 que presenta el *ranking* de la producción de café en Brasil y en el mundo.

Figura 1 – Producción Mundial del Café en millares de sacos de 60 kg del 2008 al 2012

Produção Mundial										
Países	*2012		2011		2010		2009		2008	
	Produção	Part. (%)								
*Brasil	50.826	35,14	43.484	31,99	48.095	36,03	39.470	32,14	45.992	35,76
Vietnam	22.000	15,21	24.058	17,70	19.467	14,58	17.825	14,52	18.438	14,33
Indonésia	11.250	7,78	8.620	6,34	9.129	6,84	11.380	9,27	9.612	7,47
Colômbia	8.500	5,88	7.653	5,63	8.523	6,38	8.098	6,59	8.664	6,74
Etiópia	8.100	5,60	6.798	5,00	7.500	5,62	6.931	5,64	4.949	3,85
Índia	5.258	3,64	5.233	3,85	5.033	3,77	4.794	3,90	3.950	3,07
México	4.300	2,97	4.546	3,34	3.994	2,99	4.109	3,35	4.651	3,62
Honduras	4.900	3,39	5.903	4,34	4.280	3,21	3.403	2,77	3.450	2,68
Peru	4.750	3,28	5.581	4,11	4.069	3,05	3.286	2,68	3.872	3,01
Guatemala	3.100	2,14	3.840	2,82	3.950	2,96	3.835	3,12	3.785	2,94
Costa do Marfim	2.000	1,38	1.906	1,40	982	0,74	1.795	1,46	2.397	1,86
Nicaragua	1.530	1,06	1.774	1,31	1.669	1,25	1.871	1,52	1.445	1,12
El Salvador	1.420	0,98	1.163	0,86	1.850	1,39	1.075	0,88	1.450	1,13
Outros países	16.712	11,55	15.374	11,31	14.957	11,20	14.926	12,15	15.968	12,41
TOTAL	144.646	100,00	135.933	100,00	133.498	100,00	122.798	100,00	128.623	100,00

Fuente: Ministério da Agricultura (2013) *apud* SILVA (2013).

La Organización Internacional del Café – OIC *apud* Conselho dos Exportadores de Café do Brasil – CecaFé (2017) muestran que el consumo de café viene aumentando en todos los continentes, registrando un crecimiento anual de 2,5%, lo que favorece el potencial exportador para los grandes productores de la *commodity*, como Brasil. Además de indicar este país como el segundo mayor consumidor de esta bebida, perdiendo apenas con los Estados Unidos. La tabla 1 identifica los principales países exportadores de este bien de acuerdo con la OIC, asumiendo y ratificando la relevancia de este bien para la economía brasilera.

Tabla 1 – Exportaciones Mundiales de Café, en millares de sacos de 60 kg (2008-2016)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Brasil	29.51 0	30.37 8	33.16 7	33.806	28.549	31.662	36.429	37.018	34.267
Vietnam	16.10 1	17.05 2	14.22 9	17.717	22.920	19.718	26.097	20.655	27.422
Colômbia	11.08 5	7.894	7.822	7.734	7.170	9.670	10.954	12.716	12.831
Indonésia	5.741	7.907	5.489	6.159	10.722	10.882	6.175	8.379	6.545
Índia	3.377	3.007	4.647	5.414	5.044	5.033	5.131	5.262	6.086
Honduras	3.259	3.084	3.349	3.947	5.508	4.185	4.252	5.030	5.306
Peru	3.733	3.074	3.817	4.697	4.310	3.971	2.720	2.790	3.960
Uganda	3.311	3.014	2.657	3.142	2.685	3.672	3.442	3.596	3.543
Guatemala	3.778	3.493	3.468	3.697	3.750	3.575	3.043	2.961	3.072
Etiópia	2.852	1.851	3.324	2.675	3.203	2.870	3.117	2.985	3.001
México	2.448	2.838	2.498	2.907	3.556	3.132	2.402	2.519	2.384
Outros	12.40 4	12.65 0	12.60 2	12.554	13.606	12.140	10.895	10.043	10.632
Total	97.59 9	96.24 2	97.06 9	104.44 9	111.02 3	110.51 0	114.65 7	113.95 4	119.04 9

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la Organização Internacional de Café (ICO).

Así mismo, consecuentemente, en Brasil, el café es el producto agrícola de mayor volumen exportador mundial, habiendo exportado, en 2016, un volumen que superó 34 millones de sacos de 60 kg de los cuales 29,56 millones fueron café verde arábica, 580,31 mil sacos de café robusto, 29,2 mil de café tostado y molido y 3,83 millones de café soluble. Además, las exportaciones de café en Brasil sumaron aproximadamente US\$ 5,4 billones en recetas, en el año citado, representando 6,4% del total de las exportaciones del agronegocio brasilero en ese año, que fue de US\$ 84,9 billones (BRASIL, 2017).

De acuerdo con Fehr, et al (2012), la producción de café en Brasil se concentra principalmente en los estados de Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo, Bahía y Paraná. En cuanto a las especies cultivadas en mayor cantidad en Brasil, conforme con los datos de la CONAB –

Companhia Nacional de Abastecimento (2017) se destacan la producción de café arábica, que representa más del 70% de la producción del país y del café conilon, responsable de cerca del 20% de la producción nacional en el periodo evaluado. La comparación de la producción por especie del periodo de 2008 a 2016 en Brasil y en Bahía es presentada en la tabla 2.

Tabla 2 – Café Beneficiado – Comparativo de la Producción por Especie, en millares de sacos de 60 kg (2008 - 2016)

SAFRA	ARÁBICA		CONILON		TOTAL	
	Bahia	Brasil	Bahia	Brasil	Bahia	Brasil
2008	1.565	35.483	575	10.508	2.141	45.992
2009	1.331	28.865	542	10.604	1.873	39.469
2010	1.727	36.824	564	11.270	2.292	48.094
2011	1.548	32.188	741	11.295	2.290	43.484
2012	1.336	38.344	813	12.482	2.149	50.826
2013	1.079	38.285	723	10.865	1.803	49.151
2014	1.331	32.305	1.040	13.036	2.371	45.341
2015	1.162	32.048	1.183	11.186	2.345	43.235
2016	1.267	43.382	826	7.987	2.093	51.369

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la CONAB.

Del mismo modo de acuerdo con Fehr, et al (2012), la producción de café arábica se concentra en los estados de São Paulo, Paraná, Bahía, parte de Espírito Santo y en el estado de Minas Gerais, siendo este último el mayor productor de esta variedad. Ya en las regiones del país con mayor producción del café conilon son los estados de Espírito Santo, mayor productor nacional, y Rondonia.

Entendiendo el aumento del consumo del café, indicado en este trabajo, el estado de Bahía busca una adecuación de la oferta, con miras a responder las nuevas exigencias de consumo por una calidad diferenciada de este bien. Silva (2016) apunta que Bahía se encaja bien en el perfil de diversidad del cultivo de café, por poseer regiones bien delimitadas con diferentes vocaciones en este mercado.

“En este contexto, fragmentos de su territorio ocupado con el cultivo de café se insertan de forma diferenciada a los diversos mercados, condicionados por las particularidades geográficas y ambientales, por la escala de producción, por el grado de organización de los productores, por la capacidad de adaptación a los mecanismos de coordinación de la cadena de valor y a las normas y estándares que normalizan las diversas calidades de café.” (SILVA, 2016, p. 21)

La tabla 3 confirma la relevancia de la producción del café en Bahía que registró cierta linealidad en las exportaciones del producto, quedando en quinto lugar en el *ranking* de las exportaciones.

Tabla 3 – Exportaciones Brasileñas de Café Arábica, en sacos de 60 kg (2009 - 2016)

UF	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
BA	357.887	289.911	258.541	382.370	212.056	237.107	265.164	135.741
CE	257	1.614	0	0	0	0	0	0
ES	4.370.057	4.210.929	4.849.641	1.975.521	527.973	1.244.617	1.239.267	256.229
MG	6.955	18.323	6.265	278	8	5	7	0
MS	2.657	5.064	12.195	22.530	26.735	26.581	29.796	32.954
PE	19.706	22.369	0	0	2.102	0	0	0
PR	71.569	41.502	27.662	20.349	59.381	211.735	213.107	437.940
RJ	2.749.647	2.963.191	2.066.993	3.649.102	5.593.630	5.289.604	3.678.920	4.097.331
RO	0	0	0	0	640	0	0	0
RR	0	0	0	3.340	0	0	0	0
RS	534.672	583.333	668.355	661.966	739.380	570.994	564.774	450.202
SC	0	0	27.933	81.876	659.895	39.084	63.399	69.755
SP	22.261.752	25.030.060	25.888.588	21.752.485	23.839.298	28.807.107	30.964.549	28.788.597
Tot al	30.375.159	33.166.296	33.806.173	28.549.817	31.661.098	36.426.834	37.018.983	34.268.749

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Cecafé

Esta representatividad hace manifestar el interés en estudios relacionados a los precios de producto y en especial la estimación de modelos para previsión de los precios de exportación para que pueda servir también como orientación a los productores de café en sus emprendimientos, y al Estado como planificación de políticas de precios, con el objetivo de estimular el desarrollo de este mercado.

Se reconoce, por lo tanto, la importancia del cultivo de café en el mercado externo y su capacidad generadora de empleos y fijadora de mano de obra en el campo, como destaca Reis (2001). De esta forma, comprendiendo esta notoria participación de Brasil en el mercado cafetero,

este trabajo busca responder, con base en técnicas estadísticas de previsión, ¿Cuál es la posibilidad de hacer una estimación de los precios de las exportaciones del café de la especie arábica en Brasil?

Como objetivo general se pretende estimar un modelo que permita prever los precios de exportación del café arábica en Brasil, del periodo de enero del 2012 a diciembre del 2016, a través de un modelo econométrico.

2. METODOLOGIA

2.1 Referencial Teórico

Para proporcionar respuestas a este estudio, se tomó como referencia, la metodología elaborada por Box y Jenkins (1976), que comprende cuatro etapas: identificación, estimación, evaluación y previsión.

La identificación presenta un conjunto de procedimientos con el objetivo de proporcionar una idea apropiada de la estructura del modelo, contando con las siguientes clases: media móvil, autorregresivo, media móvil autorregresivo, media móvil autorregresivo e integrado, y modelos estacionales.

a) Media Móvil (MA): En este modelo, la serie temporal Y_t es resultado de la combinación lineal de los términos aleatorios en t y en periodos anteriores. En su forma general o un MA(q) es llevado en consideración q valores desfasados de ϵ (ecuación 1):

$$Y_t = \epsilon_t - \theta_1 \epsilon_{t-1} - \theta_2 \epsilon_{t-2} \dots - \theta_p \epsilon_{t-p} \quad (1)$$

Donde: θ = parámetro y ϵ_t = términos aleatorios.

b) Autorregresivo (AR): cuando la serie temporal Y_t es descrita apenas por sus valores realizados y por los términos aleatorios. El referido modelo de orden p AR(p) será el resultado de la suma ponderada de sus p valores pasados y de los términos aleatorios (ecuación 2)

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} \dots + \phi_p Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (2)$$

Donde ϕ_t = parámetro y ϵ_t = términos aleatorios.

c) Media Móvil Autorregresivo (ARMA): la serie temporal Y_t es función de sus valores históricos y por los términos aleatorio corrientes y pasados. De forma amplia, este modelo es representado como (ecuación 3):

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \epsilon_t - \theta_1 \epsilon_{t-1} - \dots - \theta_p \epsilon_{t-p} \quad (3)$$

d) Media Móvil Autorregresivo e Integrado (ARIMA): cuando la serie temporal en análisis no fuera estacionaria en nivel, es necesario aplicar diferencias hasta que la condición de estacionalidad se torne valida. El número de diferencias necesarias es determinada en orden de integración (I). Donde Y_t estacionaria, después ser diferenciada d veces, con la serie derivada de ese proceso y pudiendo ser descrita como un modelo ARMA (p, q), se dice que esta sigue un modelo ARIMA (p, d, q) (ecuación 4).

$$W_t = \phi_1 Y_{t-s} + \phi_2 Y_{t-2s} + \dots + \phi_p Y_{t-ps} + \epsilon_t \quad (4)$$

Siendo $W_t = \Delta^d Y_t$

e) Modelos Estacionales:

- Modelo Autorregresivo (SAR (P)): corresponde a la versión estacional del AR(p) (ecuación 5):

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-s} + \phi_2 Y_{t-2s} + \dots + \phi_p Y_{t-ps} + \epsilon_t \quad (5)$$

- Modelo Estacional de Media Móvil (SMA (Q)): se refiere a la versión estacional del MA(q) (ecuación 6):

$$Y_t = \epsilon_t - \theta_1 \epsilon_{t-s} - \theta_2 \epsilon_{t-2s} - \dots - \theta_q \epsilon_{t-qs} \quad (6)$$

- Modelo Estacional Autorregresivo de Media Móvil (SARMA (P, Q)): equivale a la versión estacional del ARMA(p, q) (ecuación 7):

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-s} + \phi_2 Y_{t-2s} + \dots + \phi_p Y_{t-ps} + \phi_1 \epsilon_{t-s} - \dots - \phi_q \epsilon_{t-qs} \quad (7)$$

- Modelo Estacional Autorregresivo Integrado de Media Móvil (SARIMA (P, D, Q)): se dispone a series originales no estacionarias, que pueden ser especificadas por un proceso estocástico estacional estacionario SARMA(P, Q) después constatar D diferencias estacionales. Así, de modo general, puede ser representado como (ecuación 8):

$$W_t = \phi_1 W_{t-s} + \dots + \phi_p Y_{t-ps} + \epsilon_t - \phi_1 \epsilon_{t-s} - \dots - \phi_q \epsilon_{t-qs} \quad (8)$$

Al considerar, de forma conjunta, las correlaciones temporales entre las observaciones tomadas en periodos de tiempos sucesivos, se localiza el modelo estacional multiplicativo general ARIMA(p, d, q) x (P, D, Q)s, que combina los modelos ARIMA estacional y no estacional.

Para cada uno de esos modelos, es posible que el orden varíe. Se opta por modelos de orden 1 o 2, con base en el "principio de parsimonia", o sea, un modelo más simple y con un pequeño número de parámetros (SILVA & SILVA, 1996).

Los principales mecanismos empleados en la etapa de identificación del modelo son las funciones de autocorrelación (FAC) (ecuación 9) y de autocorrelación parcial (FACP) (ecuación 10), tal cual los correlogramas resultantes, que son sus representaciones gráficas.

$$p_k = y_k / y_0 \quad (9)$$

Dónde: p_k = coeficiente de autocorrelación en el desfase k ; y_k = covarianza en el desfase k e y_0 = variancia.

$$\frac{\sum (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{n y_0} = y_k^A = \frac{\sum (y_t - \bar{y})^2}{n} = p_k^A = \frac{y_k^A}{y_0^A} \quad (10)$$

Donde: y_k^A = covarianza muestral en el desfase k ; y_0^A = variancia muestral; p_k^A = función de autocorrelación muestral.

El intervalo de confianza de 95% para cualquier p_k^A , siguiendo una distribución normal padrón, es dado por (ecuación 11):

$$IC = \pm 1,96 * (1/\sqrt{n}) \quad (11)$$

Dónde: IC = intervalo de confianza; $1/n$ = variancia; y n = número de observaciones.

Si un p_k^A se encontrara dentro del intervalo de confianza, es posible aceptar la hipótesis de que el real valor de p_k es cero y viceversa.

La estadística Q de Box y Pierce puede ser aprovechada para testar la hipótesis conjunta de que todos p_k son, simultáneamente, iguales a cero. Esta estadística se distribuye todavía, aproximadamente como la distribución Qui-cuadrado con m grados de libertad y definida como (ecuación 12):

$$Q = n \sum_{k=1}^m p_k^A \quad (12)$$

Dónde: n = número de observaciones; m = duración del desfase.

Luego de la identificación del modelo adecuado, la Estimación de los parámetros de los términos autorregresivos y de media móvil es la próxima etapa.

La evaluación se fundamenta en averiguar si el modelo propuesto es adecuado para los fines deseados. Para eso, se verifica por el comportamiento de la FAC y de la FACP de los residuos, y por medio del test de χ^2 de Box-Pierce, que comparará el valor de la estadística del test con los valores tabulados de la distribución Qui-cuadrado con $k - p - q$ grados de libertad. Para el modelo ser considerado, de hecho, adecuado, es necesario que los residuos ya sea estimaciones del ruido blanco, o sea, sus autocorrelaciones, se deben comportar de forma aleatoria y ser no significativas (GUIJARATI, 2000).

Además, es posible realizar el test ADF en los residuos. Si la hipótesis nula de raíz unitaria fuera rechazada, se concluye que el modelo está especificado correctamente, y viceversa. Asimismo,

cuando este modelo se muestra inadecuado, es necesario retornar a la etapa de identificación, como sugiere Miranda (2001).

En la etapa de Previsión se desempeña el chequeo de la confiabilidad de la previsión del modelo. A fin de obtener mejores resultados, la muestra debe ser estacionaria, o sea, debe variar en torno de una media constante y de una variancia constante, además de homocedástica, o sea, poseer variancia constante a lo largo del tiempo.

2.2 Referencial Analítico

Con base en la metodología de Box y Jenkins (1976), los procedimientos para determinar un modelo de previsión de precios de café arábica en Brasil constan a seguir.

Durante la Identificación, para estipular el orden de integración de las variables consideradas, fue utilizado el test de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), verificando el orden d del modelo. Conforme lo propuesto por Seddighi et al. (2000), en las series bajo análisis fue aplicado en las siguientes formas:

– sin constante y sin tendencia:

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (13)$$

– con constante y sin tendencia:

$$\Delta X_t = \beta_1 + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (14)$$

– con constante y con tendencia:

$$\Delta X_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (15)$$

Dónde: Δ_t = operador de diferencia, X = variable dependiente, δ = raíz asociada a la variable dependiente desfasada, β = son parámetros a ser estimados.

Las hipótesis testadas son: se rechaza $H_0: \delta = 0$, y la serie es estacionaria; y $|t_{\text{calculado}}| < |t_{\text{critico}}|$: se acepta $H_0: \delta = 0$, y la serie es no estacionaria.

El orden p y q del modelo fue analizado con base en la FACP y en la FAC, así como la estacionalidad.

Para realizar la etapa a de Estimación, de acuerdo con la observación de la FAC y de la FACP se ponderó el modelo de previsión de precios de café arábica en Brasil, por el método Mínimos Cuadrados Ordinarios (MQO).

Con la finalidad de Evaluar el modelo establecido se analizó el correlograma y los resultados del test ADF en los residuos.

Después de la estimación y evaluación, fueron realizadas doce previsiones para obtener una mejor visualización del poder predictivo del modelo escogido.

2.3 Fuente de Datos

Los datos utilizados en este trabajo se refieren a los precios medios mensuales del café arábica en Brasil, entre el periodo de enero del 2012 a diciembre del 2016. Esos precios están en R\$ y son del Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA, pertenecientes al centro de pesquisas econômicas da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, campus de la Universidade de São Paulo – USP (CEPEA, 2012). El recorte temporal para análisis fue definida por la no disposición de algunos datos, y además, por entender que el periodo estudiado es significativo y suficiente para interpretar la evolución del café arábica en el país.

Es importante destacar que las doce últimas observaciones colectadas de enero a diciembre del 2016 no fueron incorporadas con el objetivo de hacer una previsión previa para comparar mejor y evaluar el modelo.

3. DISCUSION DE LOS RESULTADOS

i) Identificación

Según Fischer (1982), es útil comprender los valores de la serie observada en la realización del trabajo, de forma que se torne posible una mejor visualización de una serie con tendencia creciente, geométrica, sugiriendo la inexistencia de componente estacional significativo.

Figura 2 – Precio Interno del Café en Brasil de enero de 2012 a diciembre de 2016 (en R\$).



Fuente: CEPEA

La figura 2 presenta la variación de precios del café para el periodo analizado. Se nota una tendencia de queda a mediados del 2012 hasta el final de 2013. Uno de los motivos que pueden haber llevado a la desvalorización del café puede haber sido a la alta productividad en 2013, después de una cosecha muy baja en 2012. Con el aumento de la oferta en el mercado doméstico, el precio de la commodity tiende a caer. Ya en el inicio del 2014, los precios se recuperaron rápidamente (G1, 2013). El tiempo seco y caliente en las principales regiones productoras del país llevó al clima de incertidumbre en relación a la cosecha 2014/2015, lo que dio soporte al aumento de precios (GLOBO RURAL, 2014).

Cuadro 1 – Test de Dickey Fulley Aumentado en nivel con el precio interno del café

Test ADF - En nivel			
Por Tendencia Intercepto			
	Nivel de significancia	Test T	Probabilidad
ADF		-2.368.693	0.3904
	1%	-4.170.583	
	5%	-3.510.740	
	10%	-3.185.512	
Por Intercepto			
	Nivel de significancia	Test T	Probabilidad
ADF		-1.362.888	0.5921
	1%	-3.581.152	
	5%	-2.926.622	
	10%	-2.601.424	
Ninguno			
	Nivel de significancia	Test T	Probabilidad
ADF		0.001498	0.6780
	1%	-2.616.203	
	5%	-1.948.140	
	10%	-1.612.320	

Fuente: Elaborado por las autoras con base en resultados del E-views.

Fue realizado el test de Dickey Fulley Aumentado. El cuadro 1 presenta los resultados obtenidos para el test en Nivel, por tendencia e intercepto, apenas intercepto y ninguno de los dos. Para los tres test, el precio interno del café presentó una raíz unitaria y un desfase. Al observar el valor T obtenido y las estadísticas del test en el nivel de significancia de 1%, 5% y 10%, se acepta la hipótesis nula de que el precio interno del café posee una raíz unitaria, de modo que no se puede rechazar la hipótesis de que el mismo es caracterizado por un paseo aleatorio con posible desplazamiento al nivel de hasta 1%.

Cuadro 2 – Test de Dickey Fulley Aumentado en la primera diferencia con el precio interno del café.

Test ADF - Primeira Diferencia			
Por Tendencia e Intercepto			
	Nivel de significancia	Test T	Probabilidad
ADF		-5.506.080	0.0002
	1%	-4.170.583	
	5%	-3.510.740	
	10%	-3.185.512	

Fuente: Elaborado por las autoras con base en resultados del E-views.

Al repetir el test ADF para la primera diferencia, donde el precio interno del café presentó una raíz unitaria y ningún desfasaje. Nuevamente, el valor T y las estadísticas del test de nivel de significancia llevaran a la aceptación de la hipótesis nula al nivel de hasta 1% (cuadro 2).

En seguida, con el objetivo de verificar la existencia de autocorrelación, o sea la correlación de una determinada variable, en este caso el precio interno del café, con ella misma en el pasado. En cuanto al correlograma en nivel evalúa la serie original, el correlograma de la primera diferencia, como fue hecho en este trabajo, aplica el concepto de autocorrelación en la primera diferencia de la variable en cuestión.

Cuadro 3– Datos do correlograma de la primera diferencia.

AC	PAC	Q-Stat	Prob
0.235	0.235	27.546	0.097
0.187	0.140	45.518	0.103
-0.142	-0.230	56.145	0.132
-0.205	-0.174	78.580	0.097
-0.076	0.084	81.733	0.147
0.141	0.226	92.923	0.158
0.067	-0.083	95.475	0.216
0.176	0.048	11.369	0.182
-0.056	-0.064	11.559	0.239
0.079	0.166	11.950	0.288
-0.038	-0.013	12.043	0.360
0.034	-0.026	12.117	0.436
-0.101	-0.140	12.810	0.463
-0.100	-0.073	13.503	0.487
-0.155	-0.034	15.241	0.434
-0.087	-0.079	15.799	0.467
0.060	0.117	16.076	0.518
0.081	-0.039	16.594	0.551
0.174	0.160	19.091	0.451
0.115	0.050	20.229	0.444

Fuente: Elaborado por las autoras con base en resultados del E-views.

El cuadro 3 presenta los resultados de AC y PAC, tanto numéricamente como en su presentación gráfica en los dos correlogramas, donde la línea vertical indica el cero y las dos líneas punteadas aproximadamente dos desvíos padrón, computados por $\pm 2/(\sqrt{n})$. O sea, para que el coeficiente, tk, sea significativamente diferente de cero, al nivel de significancia de aproximadamente 5%, este no puede estar entre las líneas punteadas. De acuerdo a los gráficos presentados, es posible concluir que la serie no posee autocorrelación, una vez que los coeficientes siempre aparecen entre líneas punteadas. Además, los autores Morais, Stona y Schuck (2016, p. 108) afirman que la presencia de “un patrón estacional de movimientos recurrentes como ondas sugiere la presencia de estacionalidad”.

ii) Estimación.

Con base en el comportamiento observado de la FAC y en la FACP, bien como la significancia de los coeficientes y los criterios de información de AIC y SCH, se concluyó que el mejor modelo de previsión de precios sería el modelo ARIMA (2, 1, 2) (cuadro 4).

Siendo así, la ecuación estimada para el precio interno del café en Brasil es presentada en la ecuación 16:

$$Y = 0,005334 + \theta_1 0,643371 - \theta_2 0,663150 - \varepsilon_3 0,41416 + \varepsilon_4 0,955708 \quad (16)$$

Cuadro 4 – Modelo estimado para previsión del precio interno del café.

Modelo	Variable	Coefficientes	Error patrón	Test T	AIC	SCH
ARIMA (2, 1, 2)	C	0.005334	0.013335	0.400010	-2.714502	-2.513762
	AR(1)	0.643371	0.115813	5.555.236		
	AR(2)	-0.663150	0.117011	-5.667.406		
	MA(1)	-0.415357	0.041416	-1.002.897		
	MA(2)	0.955708	0.020335	4.699.904		

Fuente: Elaborado por las autoras con base en resultados del E-views.

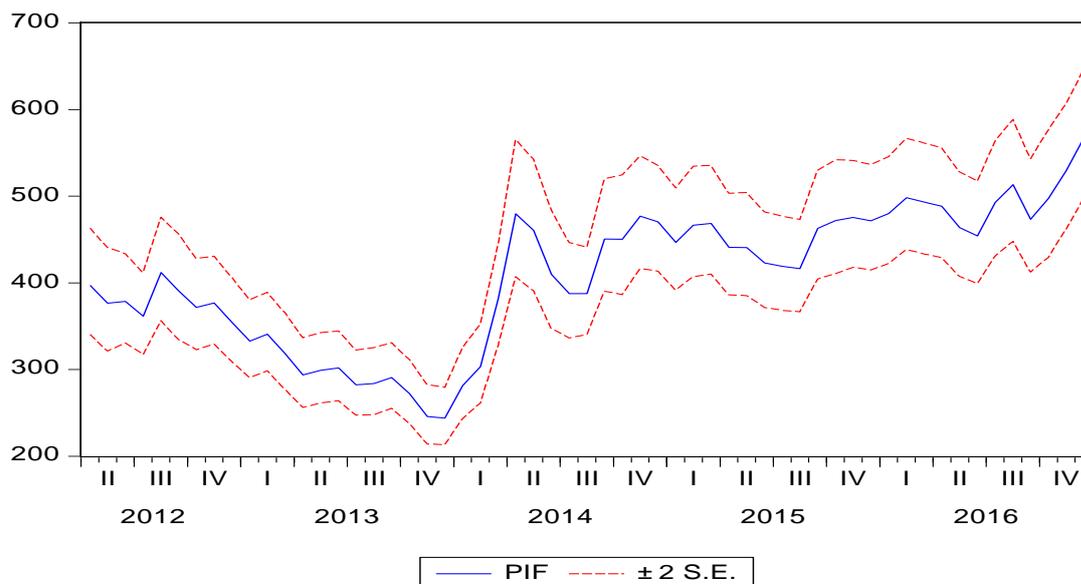
iii) Evaluación.

Al respecto de la evaluación del modelo, se llegó a la conclusión que el comportamiento medio de sus residuos fue satisfactorio, de forma que el modelo se presentó adecuada para las estimaciones realizadas.

iv) Previsión

La figura 2 presenta la previsión del precio interno del café en Brasil realizada en este trabajo a través del modelo ARIMA (2, 1, 2), así como sus límites superiores e inferiores, para el periodo analizado.

Figura 2 – Previsión del precio interno del café en Brasil, enero del 2012 a diciembre del 2016



Fuente: Elaborado por las autoras en E-views.

En la tabla 8, son presentados los componentes de desigualdad de Theil que son útiles con la finalidad de indicar si el modelo de previsión está adecuado. Según Santos & Lima (2006) *apud* Soares et al. (2010):

“Un modelo adecuado es aquel cuyo coeficiente de desigualdad de Theil se presente pequeño (próximo de cero) y los componentes de su descomposición – proporción de tendenciosidad y proporción de variancia sean próximos de cero y la proporción de covariancia sea próxima de uno.” (p. 49)

Este escenario es exactamente el que puede ser visualizado en la tabla 4 para el modelo.

Tabla 4 – Resultados de la Evaluación de previsión del precio interno del café en Brasil (2012-2016)

Testes	
Raíz del error de previsión cuadrático medio (REPQM)	28,83724
Error absoluto medio (EAM)	18,10995
Porcentual del error absoluto medio (PEAM)	4,462133
Coeficiente de Desigualdad de Theil (CDT)	0,028733
Proporción de tendenciosidad (PT)	0,000071
Proporción de variancia (PV)	0,003712
Proporción de covariancia (PC)	0,996217

Fuente: Elaborado por las autoras con base en resultados del E-views.

4. Consideraciones Finales

De acuerdo con los resultados obtenidos, es posible concluir que el modelo ARIMA (2, 1, 2) fue eficiente y satisfactorio para la previsión del precio del café arábica en Brasil, en el periodo de

enero a diciembre del 2016. Los modelos SARIMA no fueron identificados, debido a la no constatación del efecto de estacionalidad.

5 REFERENCIAS

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Times series analysis: forecasting and control**. São Francisco: Holden-Day, 1976.

BRASIL. Portal Brasil. **Brasil bate mais um recorde na exportação de café**. Disponível em: <http://www.brasil.gov.br/economia-e-emprego/2017/01/brasil-bate-mais-um-recorde-na-exportacao-de-cafe>. Acesso em: 11 set. 2017.

CECAFE. Conselho dos Exportadores de Café do Brasil. **Consumo**. Disponível em: <http://www.cecafe.com.br/sobre-o-cafe/consumo/>. Acesso em: 14 set. 2017.

CEPEA - CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. **Informativo CEPEA – Setor Florestal**. Disponível em: < <https://www.cepea.esalq.usp.br> > . Acesso em: 16 set. 2017.

CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Séries Históricas**. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1252&ordem=produto>>. Acesso em: 13 set. 2017.

FEHR, L. C. F. D. A. et al. Análise das Variáveis de Custos da Cultura do Café Arábica nas Principais Regiões Produtoras do Brasil. **Centro Universitário UNA**. Uberlândia, MG, p. 115. 2012.

GUJARATI; D. N. **Econometria Básica**: 4ª Edição. Rio de Janeiro. Elsevier - Campus, 2006.

LEWIN, B.; GIOVANNUCCI, D.; VARANGIS, P. Coffee Markets New Paradigms in Global Supply and Coffee Markets Supply and Demand. **World Bank Agriculture and Rural Development**. Discussion Paper n. 3, p. 133, 2004. Disponível em:

MIRANDA, S.H.G. **Quantificação dos efeitos das barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina**. 2001. 257p. Tese (Doutorado em Ciências, Área de Concentração: Economia Aplicada). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2001.

MORAIS, I. A. C. de; STONA, F.; SCHUCK, G. **Econometria Aplicada no EViews®**. Porto Alegre: FEE, 2016.

OIC. Organização Internacional do Café. **Dados históricos**. Disponível em: <http://www.ico.org/pt/new_historical_p.asp?section=Estat%EDstica>. Acesso em: 14 set. 2017.

REIS, R. P.; REIS, A. J. dos; FONTES, R. E.; TAKAKI, H. R. C.; CASTRO JÚNIOR, L. G. de. Custos de Produção da Cafeicultura no Sul de Minas Gerais. Organizações Rurais e Agroindustriais. **Revista de Administração da UFLA**, Lavras, v.3, n 1, jan/jun. 2001. Disponível em: <<http://revista.dae.ufla.br/index.php/ora/article/view/277/274>>. Acesso em: 09 set. 2017.

SEDDIGHI, H. R.; LAWYER, K. A.; KATOS, A. V. **Econometrics: a practical approach**. London: Routledge, 2000. 396 p.

SILVA, Leonéia Arruda Amaral da. **Estudo de viabilidade da produção de café no Planalto de Vitória da Conquista – Ba**. Vitória da Conquista: UESB, 2013. Disponível em: <<http://www2.uesb.br/especializacao/gestao-cafe/wp-content/uploads/2014/07/Leoneia.pdf>>. Acesso em: 10 set. 2017.

SILVA, Maira Ferraz de Oliveira. **Dinâmica territorial da cacauicultura baiana: uma análise sistêmica e especial**. Ilhéus: UESC, 2016. Disponível em: <<http://www.biblioteca.uesc.br/biblioteca/bdtd/201460090D.pdf>>. Acesso em 10 set. 2017.

SOARES, N. S. et al. Elaboração de Modelo de Previsão de Preço da Madeira de Eucalyptus spp. **CERNE**. 2010, vol.16, n.1, pp.41-52.