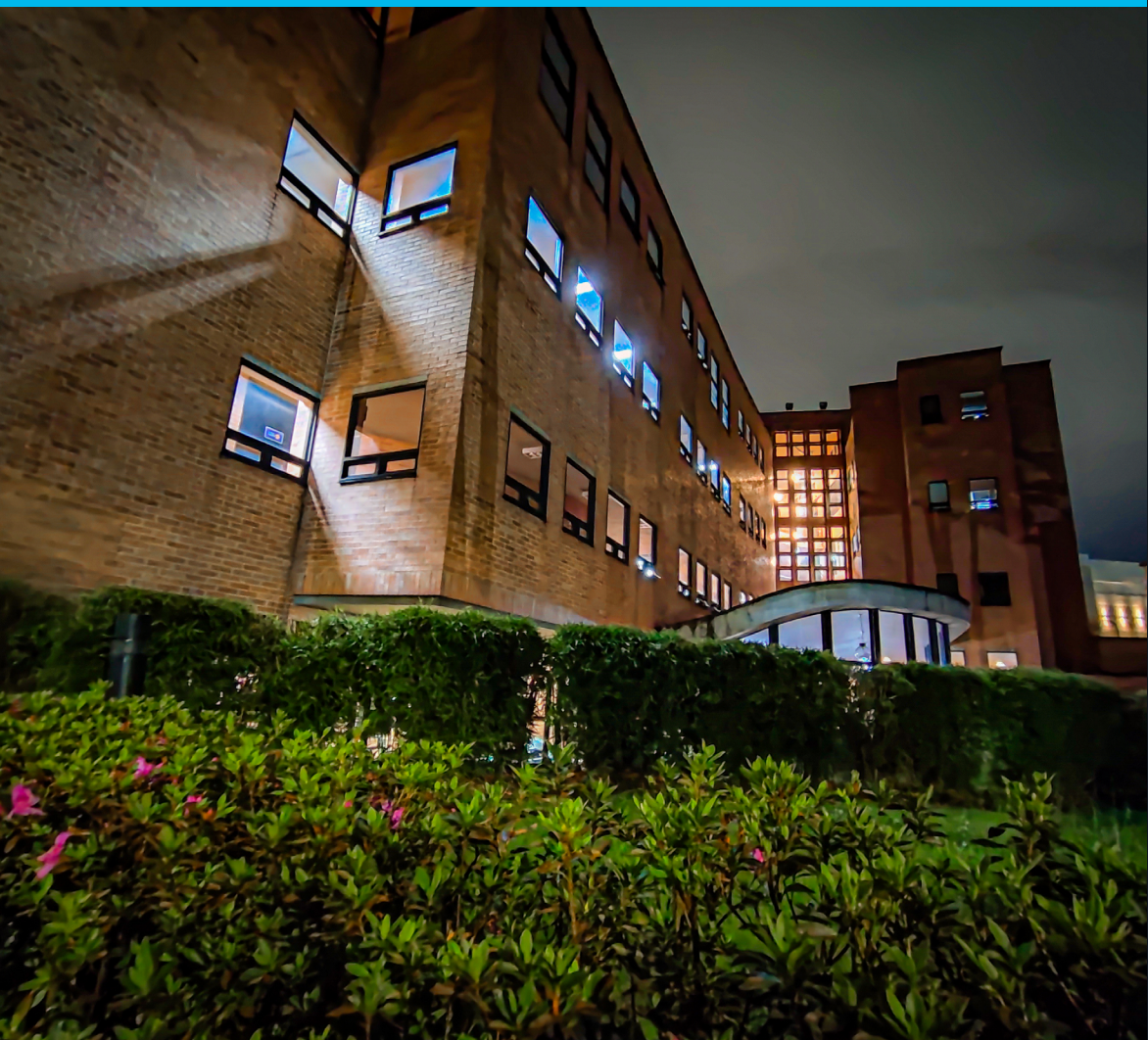


# CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772



Facultad de Ciencias Económicas  
Escuela de Economía  
Sede Bogotá



UNIVERSIDAD  
**NACIONAL**  
DE COLOMBIA

## ASESORES EXTERNOS

### COMITÉ CIENTÍFICO

#### Ernesto Cárdenas

Pontificia Universidad Javeriana-Cali

#### José Félix Cataño

Universidad de los Andes

#### Philippe De Lombaerde

NEOMA Business School y UNU-CRIS

#### Edith Klimovsky

Universidad Autónoma Metropolitana de México

#### José Manuel Menudo

Universidad Pablo de Olavide

#### Gabriel Misas

Universidad Nacional de Colombia

#### Mauricio Pérez Salazar

Universidad Externado de Colombia

#### Fábio Waltenberg

Universidade Federal Fluminense de Rio de Janeiro

### EQUIPO EDITORIAL

#### Daniela Cárdenas

Karen Tatiana Rodríguez

#### Frank Morales Durán

Estudiante auxiliar

#### Proceditor Ltda.

Corrección de estilo, armada electrónica,  
finalización de arte, impresión y acabados  
Tel. 757 9200, Bogotá D. C.

#### Luis Tarapuez - Equipo de comunicaciones FCE

Fotografía de la cubierta

### Indexación, resúmenes o referencias en

#### SCOPUS

Thomson Reuters Web of Science

(antiguo ISI)-SciELO Citation Index

ESCI (Emerging Sources Citation Index) - Clarivate Analytics

#### EBSCO

Publindex - Categoría B - Colciencias

SciELO Social Sciences - Brasil

RePEc - Research Papers in Economics

SSRN - Social Sciences Research Network

EconLit - Journal of Economic Literature

IBSS - International Bibliography of the Social Sciences

PAIS International - CSA Public Affairs Information Service

CLASE - Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades

Latindex - Sistema regional de información en línea

HLAS - Handbook of Latin American Studies

DOAJ - Directory of Open Access Journals

CAPEP - Portal Brasileiro de Informação Científica

CIBERA - Biblioteca Virtual Iberoamericana España / Portugal

DIALNET - Hemeroteca Virtual

Ulrich's Directory

DOTEC - Documentos Técnicos en Economía - Colombia

LatAm-Studies - Estudios Latinoamericanos

Redalyc

#### Universidad Nacional de Colombia

Carrera 30 No. 45-03, Edificio 310, primer piso

Correo electrónico: revcuaco\_bog@unal.edu.co

Página web: www.ceconomia.unal.edu.co

Teléfono: (571)3165000 ext. 12308, AA. 055051, Bogotá D. C., Colombia

### Cuadernos de Economía Vol. 44 No. 94 - 2025

El material de esta revista puede ser reproducido citando la fuente.  
El contenido de los artículos es responsabilidad de sus autores y no  
compromete de ninguna manera a la Escuela de Economía, ni a la  
Facultad de Ciencias Económicas, ni a la Universidad Nacional de  
Colombia.

## UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA

### Rector

Leopoldo Alberto Múnera Ruiz

### Vicerrectora Sede Bogotá

Andrea Carolina Jiménez Martín

## FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS

### Decana

Liliana Alejandra Chicaiza Becerra

## ESCUELA DE ECONOMÍA

### Director

Óscar Arturo Benavidez González

## VICEDECANATURA DE INVESTIGACIÓN Y EXTENSIÓN

Hernando Bayona Rodríguez

## CENTRO DE INVESTIGACIONES PARA EL DESARROLLO - CID

Carlos Osorio Ramírez

## DOCTORADO Y MAESTRÍA EN CIENCIAS ECONÓMICAS Y PROGRAMA CURRICULAR DE ECONOMÍA

### Coordinador

Mario García Molina

## CUADERNOS DE ECONOMÍA

### EDITOR

Gonzalo Cómbita

Universidad Nacional de Colombia

## CONSEJO EDITORIAL

#### Matías Vernengo

Bucknell University

#### Liliana Chicaiza

Universidad Nacional de Colombia

#### Paula Herrera Idárraga

Pontificia Universidad Javeriana

#### Juan Miguel Gallego

Universidad del Rosario

#### Mario García Molina

Universidad Nacional de Colombia

#### Iván Hernández

Universidad de Ibagué

#### Iván Montoya

Universidad Nacional de Colombia, Medellín

#### Juan Carlos Moreno Brid

Universidad Nacional Autónoma de México

#### Manuel Muñoz Conde

Universidad Nacional de Colombia

#### Noemí Levy

Universidad Nacional Autónoma de México

#### Esteban Pérez Caldentey

Universidad de Pittsburgh

#### María Juanita Villaveces

Universidad Nacional de Colombia

Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-SinDerivadas 2.5 Colombia.

**Usted es libre de:**

Compartir - copiar, distribuir, ejecutar y comunicar públicamente la obra

**Bajo las condiciones siguientes:**

- **Atribución** — Debe reconocer los créditos de la obra de la manera especificada por el autor o el licenciante. Si utiliza parte o la totalidad de esta investigación tiene que especificar la fuente.
- **No Comercial** — No puede utilizar esta obra para fines comerciales.
- **Sin Obras Derivadas** — No se puede alterar, transformar o generar una obra derivada a partir de esta obra.

Los derechos derivados de usos legítimos u otras limitaciones reconocidas por la ley no se ven afectados por lo anterior.



El contenido de los artículos y reseñas publicadas es responsabilidad de los autores y no refleja el punto de vista u opinión de la Escuela de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas o de la Universidad Nacional de Colombia.

*The content of all published articles and reviews does not reflect the official opinion of the Faculty of Economic Sciences at the School of Economics, or those of the Universidad Nacional de Colombia. Responsibility for the information and views expressed in the articles and reviews lies entirely with the author(s).*

---

# PRECIO MUNDIAL DEL CAFÉ Y SU EFECTO EN EL PRECIO INTERNO PARA PAÍSES LATINOAMERICANOS

---

Carlos Ricaurte Noguera  
Judith Vergara-Garavito  
Henry Daniel Puerta-Álvarez

**Ricaurte Noguera, C., Vergara-Garavito, J., & Puerta-Álvarez, H. D. (2025). Precio mundial del café y su efecto en el precio interno para países latinoamericanos. *Cuadernos de Economía*, 44(94), 405-433.**

El estudio determina la relación existente entre el precio internacional del café arábigo y el precio interno en los mercados de países latinoamericanos entre 1991 y 2019. Para ello se utilizan tests de raíces unitarias de Dickey y Fuller; tests de causalidad de Engle y Granger; cointegración y funciones de impulso-respuesta. Los resultados obtenidos evidencian que existe una relación de largo plazo entre el precio internacional del café y los precios para los cinco países latinoamericanos estu-

---

C. Ricaurte Noguera  
Universidad EAFIT, Medellín (Colombia). Correo electrónico: crricaurn@eafit.edu.co

J. Vergara-Garavito  
Universidad EAFIT, Medellín (Colombia). Correo electrónico: jvergar8@eafit.edu.co

H. D. Puerta-Álvarez  
Universidad EAFIT, Medellín (Colombia). Correo electrónico: hpuertaa@eafit.edu.co

Sugerencia de citación: Ricaurte Noguera, C., Vergara-Garavito, J., & Puerta-Álvarez, H. D. (2025). Precio mundial del café y su efecto en el precio interno para países latinoamericanos. *Cuadernos de Economía*, 44(94), 405-433. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n94.108187>

**Este artículo fue recibido el 5 de abril de 2023, ajustado el 20 de diciembre de 2023 y su publicación aprobada el 19 de enero de 2024.**

diados. En conclusión, los mercados locales tardan aproximadamente 5 meses o menos para absorber los cambios en el precio internacional.

**Palabras clave:** Café; Colombia; Brasil; causalidad de Engle y Granger; funciones impulso-respuesta.

**JEL:** A10, A11, C10, C22, Q10.

**Ricaurte Noguera, C., Vergara-Garavito, J., & Puerta-Álvarez, H. D. (2025). World coffee price and its effect on the domestic price for Latin American countries. *Cuadernos de Economía*, 44(94), 405-433.**

The study determines the relationship between the international price of Arabica coffee and the domestic price in the markets of Latin American countries between 1991 and 2019. For this, Dickey & Fuller unit root tests, Engle, and Granger causality tests, cointegration and impulse-response functions. The results obtained show that there is a long-term relationship between the international price of coffee and the prices for the five Latin American countries studied. In conclusion, local markets take approximately 5 months or less to absorb changes in international prices.

**Keywords:** Coffee; Colombia; Brazil; Engle and Granger causality; Impulse-response functions.

**JEL:** A10, A11, C10, C22, Q10.

## INTRODUCCIÓN

La producción cafetera en Latinoamérica —y en especial en países como Brasil, Colombia, El Salvador, Honduras y República Dominicana— se ha caracterizado por ser una actividad económica que genera un gran impacto económico y social en cada país y según la Organización Internacional del Trabajo (OIT, 2022), el sector cafetero colombiano representó el 15,5 % de las exportaciones en el 2020, generando 2,5 millones de empleos directos e indirectos.

El sector cafetero en países en desarrollo simboliza una fuente importante de tasa de cambio, ingresos gubernamentales, empleo, valor agregado y crecimiento económico (Addison *et al.*, 2016). Los precios locales de este bien comercializado mundialmente son ampliamente estudiados (Ghoshray y Mohan, 2021; Krivonos, 2004; Lee y Gómez, 2013) y su relevancia con el precio internacional es una motivación intrínseca para observar distintas relaciones o efectos en países latinoamericanos. La transmisión de precios internacionales hacia mercados locales busca entender su extensión y velocidad, cuyos resultados se resumen en discernir, analizar y relacionar el movimiento del precio. Para ello, Greb *et al.* (2016) realizaron un estudio extensivo de la transmisión de precios internacionales hacia mercados domésticos para los cereales y sus resultados permitieron caracterizar una prevalencia de cointegración debajo del promedio del mercado para el maíz y una prevalencia de cointegración por encima del mercado para el arroz. A pesar de que en algunos países latinoamericanos productores de café lideran la producción mundial, las exportaciones de café son pequeñas con respecto al total. Según la Organización Internacional del Café (OIC, 2019), las exportaciones corresponden al 3 % para Brasil y el 6 % para Colombia; pero en el caso de Honduras —productor pequeño con respecto a Brasil y Colombia— exceden el 20 %. Por lo tanto, se vuelve imperativo caracterizar el efecto del precio internacional del café en los precios para los países latinoamericanos.

Tal como lo mencionó Cano *et al.* (2012, p.14), la industria del café en Colombia generó empleo para 560 mil familias aproximadamente, representando a uno de cada tres empleos rurales, lo que permite que cerca de dos millones de personas vivan directamente de esta agroindustria. No obstante, la mayoría de estos empleos, son informales, estacionales y parciales. La caficultura y el impulso de esta en los países pobres y en vía de desarrollo ayudan a la reducción de la pobreza, en especial en zonas rurales, como es el caso del norte de Uganda. Tal como explicaron Mbowa *et al.* (2014), la producción de café fue introducida en regiones del norte de Uganda en 1997 como un esfuerzo y una estrategia para disminuir los niveles de pobreza, y más de una década después, Uganda National Panel Survey (la UNPS por sus siglas en inglés) obtuvo resultados positivos, en tanto las poblaciones incluidas en el plan aumentaron sus niveles de ingresos y consumo per cápita entre los hogares más pobres.

El sector cafetero provee sustento para alrededor de 25 millones de granjeros en todo el mundo, lo que genera empleo rural y ayuda a la subsistencia económica de

las personas, tanto hombres como mujeres en el proceso de cultivo y recolección. Adicionalmente, la caficultura es responsable de generar un alto nivel de impuestos por exportaciones y de participación del producto interno bruto de los países caficultores, como es el caso de Burundi, Honduras y Nicaragua, que generaron en promedio el 35 %, 24 % y el 19 % respectivamente, en los ingresos por exportaciones durante el periodo 2013- 2017 (Organización Internacional del Café, 2019).

En economías de mercado es importante identificar las principales causas de la diferencia en los mecanismos de transmisión de precios en mercados regionales o espaciales diferentes y, por tanto, se ha convertido en una herramienta analítica de alta importancia para comprender mejor los mercados, tomar decisiones y establecer regulaciones en temas como la producción y el consumo (Ghafoor *et al.*, 2009).

De acuerdo con los antecedentes, en algunos de los países latinoamericanos exportadores de café, entre los años de 1973 y 1990, existía un intervencionismo estatal en los precios no solamente del café, sino de los diferentes productos agrícolas que eran exportados. El control sobre los precios se daba ya que, en promedio, un aumento del 1 % en los precios relativos de exportación generaría unas reducciones del 1,4 % en la demanda para las exportaciones de la región latinoamericana (BID, 1987 como se citó en Maya, 1991, p. 58).

La reducción y la relativa estabilidad de los precios en los productos agropecuarios de los países en desarrollo latinoamericanos —en los años setenta y ochenta, en comparación con los precios de otros exportadores— posibilitaron a los primeros incrementar la demanda de los productos básicos agropecuarios, obteniendo como resultado un incremento en sus exportaciones y, por ende, un incremento en sus ingresos agregados. Esto ha sido confirmado por el aumento en su participación en las exportaciones al mercado mundial en 7 de sus productos básicos agropecuarios, al elevarse esta participación del 26 % (1975) al 46 % (1984). Se registró el incremento de la soya como espectacular al subir de 32 % (1975) al 58 % (1984). En contraste, el azúcar disminuyó del 32 % a menos del 20 %. El café pasó del 50 % (1975) al 57 % (1984). El banano del 37 % (1975) al 43 % (1984). El cacao del 32 % al 35 %. El algodón descendió del 15 % al 7 %, lo mismo que el maíz del 9 % al 7 %, para los mismos periodos (Maya, 1991, p. 59).

Finalizando la década de los años ochenta y empezando la de los años noventa, los países latinoamericanos —según iniciaron un proceso de apertura económica y de mercado gradual con distintos grados de celeridad— pasaron del modelo del proteccionismo hacia un modelo más integrado a los mercados mundiales (Agosin y Ffrench, 1993). Adicionalmente, finalizando 1989 caducó una cláusula específica del *Acuerdo Internacional del Café*, creado desde 1962, por el cual se establecía un sistema de cuotas, al igual que un sistema de control de inventarios por países productores. Los sistemas mencionados anteriormente iban en contra de las políticas económicas de libertad de mercado y estaban afectando la economía de los países miembros. Una vez tomada la decisión, la Organización Internacional del Café otorgó un plazo de dos años para su entrada en vigor en 1991 (OIC, 2021).

Esta apertura económica y la posterior eliminación de los sistemas de cuotas y verificación de inventarios permiten tener unas series de precios sin esa contaminación en los datos de las series macroeconómicas por temas de intervención o planeación de precios, por ende, es posible analizar el grado de cointegración de las variables en estudio.

El objetivo principal de este artículo es determinar si existe una relación de largo plazo y el sentido de dicha relación entre los precios internacionales del café y los precios de los siguientes países latinoamericanos: Brasil, Colombia, El Salvador, Honduras y República Dominicana, entre 1991 y 2019. Para ello se llevaron a cabo tests de raíces unitarias; tests de causalidad de Granger; cointegración y funciones de impulso-respuesta. Los países mencionados anteriormente fueron elegidos porque tienen una importancia y un peso significativo en el mercado internacional, ya que se encuentran entre los primeros 40 países productores de café a nivel mundial, según estadísticas de la Organización Internacional del Café (OIC) para el 2019 como se evidencia en la tabla 1.

**Tabla 1.**  
Listado de los principales productores de café a nivel mundial en 2019

Puesto	País	Producción en miles de bolsas de 60 kg	Porcentaje de producción mundial	Porcentaje de producción mundial acumulada
1	Brasil	40 698	30,90 %	30,90 %
2	Vietnam	27 400	20,81 %	51,71 %
3	Colombia	13 672	10,38 %	62,09 %
4	Honduras	6 765	5,14 %	67,23 %
5	Indonesia	6 334	4,81 %	72,04 %
6	India	6 028	4,58 %	76,61 %
7	Uganda	4 526	3,44 %	80,05 %
8	Etiopía	3 921	2,98 %	83,03 %
19	El Salvador	546	0,41 %	83,44 %
32	República Dominicana	27	0,02 %	83,46 %

*Nota.* Datos de producción en miles de bolsas de 60 kg.  
Fuente: elaboración propia a partir de OIC (2019).

El presente artículo se organiza en cuatro secciones. En primer lugar, se presenta la revisión de la literatura relevante para nuestro trabajo de investigación; en la siguiente se describe el tratamiento metodológico empleado, describiendo los modelos econométricos a utilizar, al igual que los datos usados; en la tercera sección se presentan los resultados obtenidos y, por último, el apartado de las conclusiones y comentarios finales.



## REVISIÓN DE LITERATURA

En la revisión de la literatura nos encontramos con dos posturas principales, la integración de los mercados y la Ley de precio único (LPU). La primera postura trata principalmente de la relación que tienen los precios de determinado bien entre dos o más mercados; se divide en la integración espacial entre diferentes espacios geográficos, a nivel del productor o del consumidor. Además, se analiza la integración de dos o más niveles diferentes de la cadena de producción o comercialización y cómo el productor y el consumidor están en un mismo espacio geográfico (Alonso y Gallego, 2010 y Darbandi, 2018).

Para el primer tipo de análisis, el resultado de la cointegración revela que se realiza un arbitraje de un mercado a otro en espacios geográficos diferentes. Por su parte, la cointegración, al momento de analizar la integración de la cadena, indica que uno de los dos niveles analizados tiene poder de mercado sobre el otro (Kuiper *et al.*, 2003). Para el ámbito internacional se han realizado estudios e investigaciones de diferentes productos agrícolas como el mango en Pakistán, algunos cereales en mercados africanos y el mercado de la leche en México, mediante metodologías y pruebas como impulso respuesta y cointegraciones para estimar relaciones a largo plazo en la transmisión de los precios internacionales y modelos de vectores de corrección del error (Ghafoor *et al.*, 2009; Greb *et al.*, 2012; Jaramillo y Palacios, 2018).

Para el caso de Pakistán, según Ghafoor *et al.* (2009), se encontró una integración espacial en el precio del mango, evidenciando un comovimiento de los precios entre cada una de las diez ciudades principales; Karachi era la principal ciudad en este mercado. Igualmente, se identificó que los desequilibrios de la integración espacial son ajustados entre el 16 % y el 68 % en un lapso de uno a tres meses, según las pruebas de impulso respuesta realizadas, indicando que las respuestas de los precios del mango en los principales mercados se encontraban bien integrados.

Por otro lado, según el análisis realizado por Greb *et al.* (2012), había una relación en la transmisión de los precios internacionales de cereales tales como el arroz, el trigo y el maíz, en algunos países africanos. Los resultados obtenidos en el estudio indican que, en promedio, un cambio de los precios internacionales se transmite a los mercados locales en 2,2 meses, por medio de una corrección a largo plazo del 73 %. En países no africanos, esta corrección de los precios internacionales fue del 64 %, en un tiempo de respuesta de 3,3 meses. Por otra parte, existen estudios involucran la transmisión de precios en conexión con el mercado de derivados internacional hacia los precios locales.

Musumba y Gupta (2013) analizaron a través de teoría de grafos acíclico-dirigidos que existe un flujo causal entre el precio *spot*, el precio de derivados en Londres y el precio de los granjeros que siembran el café en Uganda. En esa línea, Newman (2008) enfocó su estudio en el rol de intercambios de bienes internacionales en la transmisión de precios de la cadena internacional del café.

En el caso de México, de acuerdo con el estudio realizado por Jaramillo y Palacios (2018), se encontró una cointegración de largo plazo entre los precios de la leche al productor mexicano y los precios internacionales. Igualmente, estos autores identificaron que los movimientos de dichos precios son transmitidos de una manera asimétrica; en otras palabras, una disminución en los precios internacionales de la leche se transmite con mayor velocidad que un aumento de los precios. Adicionalmente, es importante resaltar el rol que tiene las economías emergentes en la formación de precios globales de los bienes, por ello se analizan mercados latinoamericanos (Bohl *et al.*, 2019).

Por otro lado, la segunda postura, la Ley de precio único proporciona la posibilidad de estudiar y determinar el grado de integración entre diferentes mercados que se encuentran en lugares geográficos diferentes, teniendo como base un mismo producto. Esto permite encontrar variables importantes como la forma y la velocidad en que los precios locales se ajustan a los cambios en los precios internacionales y cuál es el grado de eficiencia de los mercados para hacer este ajuste (Jaramillo y Benítez, 2016, p. 931).

Para Chen y Saghaian (2016), la Ley de precio único ha ayudado a analizar y definir la integración de mercado en la literatura económica, esta ley está basada en probar la integración del mercado tomando únicamente los datos de los precios e indica que, en una economía de mercado libre, el arbitraje equilibraría el precio de un mismo bien en mercados diferentes al costo transaccional. Lo mencionado anteriormente es explicado con mayor profundidad por John (2014), autor que estipuló que la diferencia de precios entre un mercado y otro ( $p_{1t}$  y  $p_{2t}$ ) es el costo de transferencia del producto en cada mercado ( $c$ ), por tanto, la ecuación sería  $p_{1t} = c + p_{2t}$ , demostrando lo indicado por Chen y Saghaian (2016). La diferencia entre el precio de un mercado y otro en un tiempo determinado ( $t$ ) debe ser igual al costo de transferencia, es decir,  $|p_{2t} - p_{1t}| = c$ . Si esta relación se mantiene, indicaría que los mercados se encuentran completamente integrados y existe una transmisión de precios completa.

Sin embargo, existe una forma de integración débil y es cuando la diferencia entre los dos mercados es menor o igual al costo de transferencia, en valor absoluto, lo que sugeriría una condición de equilibrio dado que la transmisión de precios puede darse, aun cuando la diferencia de precio es menor al costo, es decir,  $|p_{2t} - p_{1t}| \leq c$ . En estudios recientes Hundie y Biratu (2022) utilizaron este concepto teórico para observar la respuesta del precio de Etiopía ante el precio mundial; sin embargo, utilizaron una modelación autoregresiva con rezagos distribuidos (ARDL en inglés) y se evidenció una respuesta asimétrica en el corto y largo plazo.

De acuerdo con la revisión de literatura llevada a cabo, no fueron encontrados estudios previos sobre la transmisión de los precios internacionales del café a los mercados locales de los países latinoamericanos escogidos. De los estudios existentes, el modelo realizado por Alonso y Estrada (2016) abordaba el efecto del precio mundial del café en el precio minorista para las cinco principales ciudades de

Colombia, mediante funciones de impulso respuesta, cointegración y tests causalidad de Granger, el cual implementan las mismas técnicas que los autores Gálvez-Soriano y Cortés (2021). Por lo tanto, dada la importancia histórica del sector cafetero en la generación de empleos, la mejora en la calidad de vida de las personas en los sectores rurales, así como la importancia en la economía de los países en vía de desarrollo aquí estudiados, surge el interés por llevar a cabo esta investigación para establecer e identificar la dirección, rapidez y magnitud en la transmisión de los precios internacionales del café de los principales países latinoamericanos exportadores de café.

## METODOLOGÍA

Para cumplir con el objetivo propuesto de determinar la relación existente entre el precio internacional del café y el precio interno en los mercados de Brasil, Colombia, El Salvador, Honduras y República Dominicana, se utilizó una metodología similar a la utilizada por Alonso y Estrada (2016), la cual será descrita en la siguiente sección.

### Modelos

En primera instancia, se determinó el orden de integración de las series para establecer si los precios locales e internacionales del café se encuentran cointegrados. Para esto, se procedió a realizar las gráficas de los correlogramas de residuales para cada variable, en las cuales, a priori, se podría demostrar si las series son o no estacionarias. Adicionalmente, procedimos a graficar las series de tiempo de los países objeto de estudio, en la figura 1 se puede observar el comportamiento y la tendencia de las series entre ellas y en la figura 2, cómo, al realizar la primera diferencia, ese comportamiento tendencial desaparece. Dado que en este tipo de series macroeconómicas existe siempre una contaminación en la información por el comportamiento tendencial entre ellas, no podríamos hacer predicciones sobre la cointegración de estas.

Seguidamente, se realizaron las pruebas de Dickey y Fuller (1981) de raíces unitarias para determinar el orden de integración de las variables analizadas; la hipótesis nula es que no hay raíces unitarias. En caso de que el resultado obtenido sea que el valor  $p < 0,05$  se rechazaría dicha hipótesis nula y, de lo contrario, indicaría que las variables no son estacionarias. Por lo tanto, se procedió a diferenciar las variables para correr nuevamente las pruebas de Dickey y Fuller de raíces unitarias y así comprobar que las variables se vuelven estacionarias y tienen el mismo grado de integración, demostrando la cointegración de las series.

Luego, se realizaron las pruebas de cointegración de Engle y Granger (1987) para determinar si existen o no relaciones de largo plazo entre los precios de los países latinoamericanos y los internacionales y si los residuales presentan diferencias estadísticamente significativas. Con estos datos se calculó el mecanismo de

corrección del error de corto plazo entre los países estudiados y el precio internacional, para encontrar cómo es el ajuste a las variaciones de largo plazo.

Finalmente, se realizó el test de causalidad de Granger para determinar la relación entre las variables en el corto plazo, mediante el cálculo del vector autoregresivo estructural (VAR por sus siglas en inglés); la hipótesis nula es que la variable excluida “no causa” en el sentido de Granger a la variable de interés, por lo tanto, rechazarla significaría que la variable excluida sí causa a la variable de interés (Stock y Watson, 2001).

Siguiendo a Alonso y Estrada (2016), definimos el vector de precios para el país  $j$  como  $p_{j,t}^T = [P_{j,t} \text{ PMUN}_t]$  en donde  $P_{j,t}$  es el precio del café interno en el periodo  $t$  en el país  $j$  (e {“Brasil”, “Colombia”, “El Salvador”, “Honduras”, “República Dominicana”}), y donde  $\text{PMUN}_t$  pertenece al precio internacional del café en el periodo  $t$ . Por lo tanto, para mostrar el ajuste de los precios de los países  $j$  a los desequilibrios de largo plazo, así:

$$\Delta P_{j,t} = \alpha_t + \varphi \varepsilon_{j,t-1} + \sum_{k=1}^p \delta_k \Delta P_{j,t-k} + \sum_{m=1}^s \eta \Delta \text{PMUN}_{t-m} + v_t \quad (1)$$

Donde  $\varepsilon_{j,t-1}$  es el primer elemento después de multiplicar el vector  $P_{j,t}$  con el vector de cointegración normalizado.

A continuación, se realiza una descripción detallada de los rangos de las fechas elegidas para el análisis, los datos usados y los resultados obtenidos para desarrollar y demostrar los pasos planteados en los modelos y metodología descrita previamente. Todos los resultados y procedimientos macroeconómicos fueron realizados por medio del *software* Stata/MP 16.0.

## Datos

Para analizar la relación entre el precio internacional del café y los precios locales de la muestra de países latinoamericanos (Brasil, Colombia, El Salvador, Honduras y República Dominicana) utilizamos las cotizaciones mensuales promedio del café arábigo, expresado en centavos de dólar por libra, entre enero de 1991 y diciembre del 2019. La razón para elegir los dólares americanos como moneda base para el estudio es evitar una contaminación de tasas de cambio en los datos de las series macroeconómicas estudiadas.

Las series de los precios del café fueron tomadas a partir de 1991, ya que fue aquí donde se empezó a gestar un proceso de liberación económica en los países latinoamericanos y del Caribe, después de haber pasado la década de los ochenta o década perdida, tal como lo estipulan Trejos y Santana (1991). Esto llevó a que los países de la región empezaran un proceso de liberación económica y comercial de diferentes sectores, entre ellos el agro, aumentando la demanda de sus productos y empezar a ser más competitivos en términos de precio, ya que, en la mayoría de los países de la región, los precios se daban de acuerdo con las políticas estatales y acuerdos gremiales y no como consecuencia del libre mercado.

Adicionalmente, se definió tomar como año de cierre para el estudio el 2019, dado que fue el último año completo antes de la pandemia del Covid-19. Por lo tanto, la pandemia y su impacto en la transmisión de los precios internacionales a los mercados latinoamericanos no será estudiada en esta publicación. Los datos obtenidos y usados para la realización del presente estudio se obtuvieron de la Organización Internacional del Café (OIC, 2021). Dicha organización fue establecida en 1963 por el Acuerdo Internacional del Café (ICA por sus siglas en inglés). Además, es la principal agencia intergubernamental para el café, representando cerca del 97 % de los países productores de café a nivel mundial.

El indicador de los precios del café está compuesto por el promedio ponderado mensual de los cuatro principales tipos de café que se negocian en el mercado internacional: arábicas suaves colombianos, arábicas suaves, arábicas naturales brasileños y, finalmente, robustas (OIC, 2021) las participaciones de mercado internacional establecidas en octubre de 2019 fueron 12 %, 21 %, 30 % y 37 % respectivamente.

## RESULTADOS

Los resultados que se muestran en la figura 1 evidencian un comportamiento y una tendencia similar entre los precios promedios mensuales de cada país al precio internacional, lo que nos permite inferir que existe una transmisión de los precios internacionales a los locales, y que su velocidad de ajuste depende de distintos factores como la eficiencia de mercado, la tasa de cambio y las políticas estatales. Un mercado eficiente puede generar respuestas más rápidas y simétricas que aquellos mercados ineficientes, lo que puede generar una afectación en el crecimiento económico (Vollrath y Hallahan, 2006).

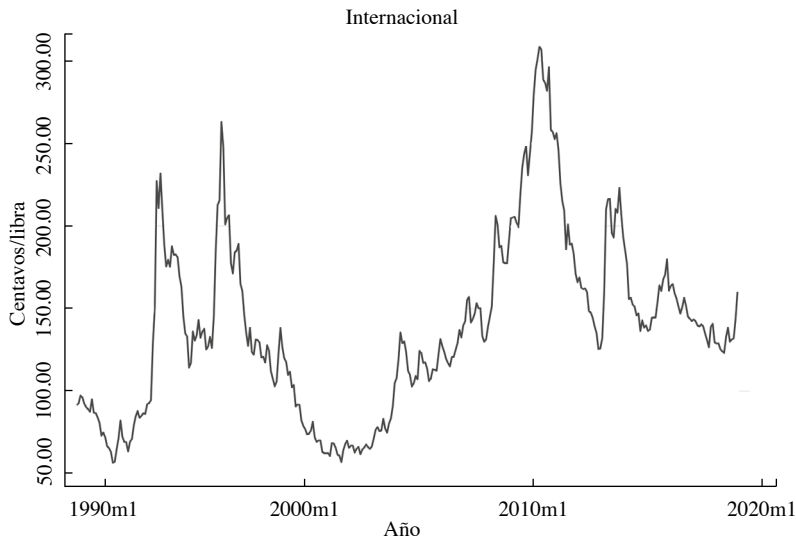
Lo anterior se puede observar particularmente con Colombia, cuando a partir de la apertura económica realizada gradualmente en el gobierno de Gaviria, a principios de la década de los 90, se empieza a ver una transmisión más simétrica al comportamiento de los precios internacionales del café, que la que se veía antes de dicha apertura, con la particularidad de que el precio local estaba en la mayoría de las veces por debajo del precio mundial. De igual manera, vemos este comportamiento para los mercados de Brasil, El Salvador y Honduras, indicándonos de primera mano, que sí existe una relación entre estos mercados y el internacional.

Sin embargo, se encuentra un caso particular y es el de República Dominicana, puesto que, aunque haya una aparente tendencia similar en el comportamiento de los precios, se puede evidenciar que desde el 2012, aproximadamente, el precio local ha estado por encima del precio internacional, aun cuando históricamente se evidencia una similitud entre las dos variables. Se evidencia que el precio internacional del café experimentó una caída en su precio de cotización después de haber llegado a su pico en mayo de 1997 a 262,92 centavos de dólar por libra, a llegar a tener un precio mínimo de 56,92 centavos de dólar por libra en agosto de 2004.

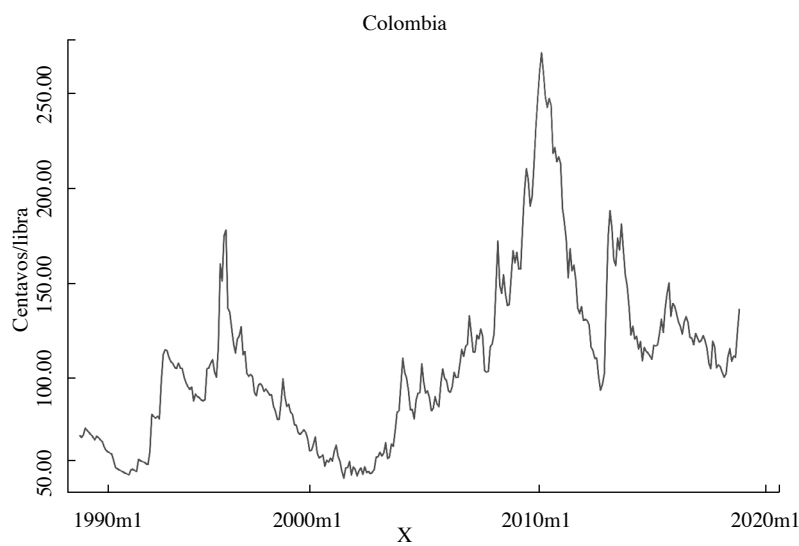
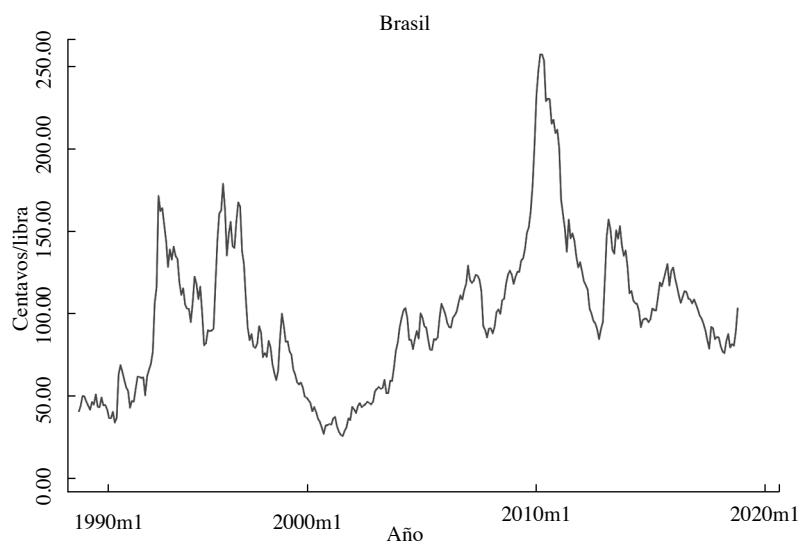
Después de esto, se observa una clara recuperación de los precios internacionales y locales de café, estos se incrementaron hasta llegar a los 308,55 centavos de dólar por libra en el mes de abril de 2011. A partir de este momento se empieza a generar un descenso en dichos precios, lo cual es explicado según Cano *et al.* (2012), por diferentes factores como el incremento en los precios de los combustibles, el cambio climático y el aumento en el consumo de algunos países como Brasil, Indonesia y Rusia.

Adicionalmente, el exceso de oferta fue un elemento relevante en este descenso en los precios mundiales del café, mientras que en el 2018 países como Colombia y Vietnam redujeron su producción de café en 4,5 % y 3,4 %, respectivamente, Brasil tuvo un incremento del 37 % llegando a producir 61,7 millones de sacos, de los 168 millones de sacos producidos a nivel mundial. Esta disminución prolongada en los precios afectó directamente a cerca de 25 millones de familias cultivadores de café (*Revista Portafolio*, 2019).

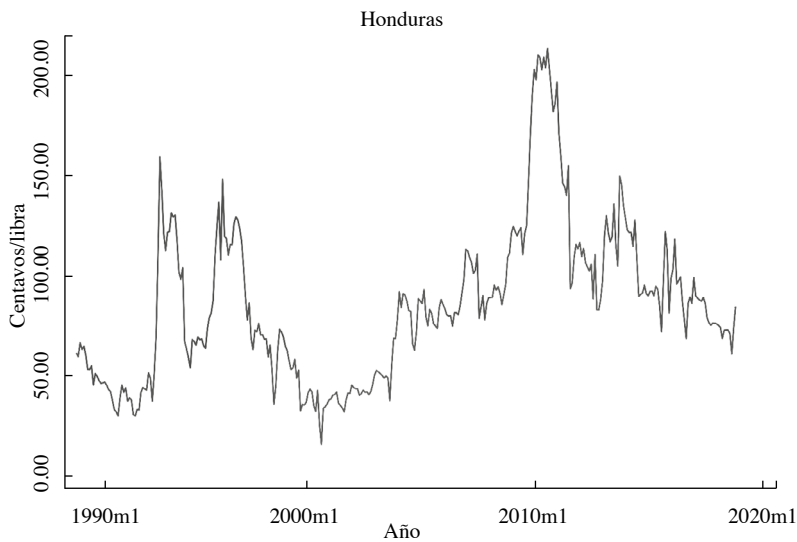
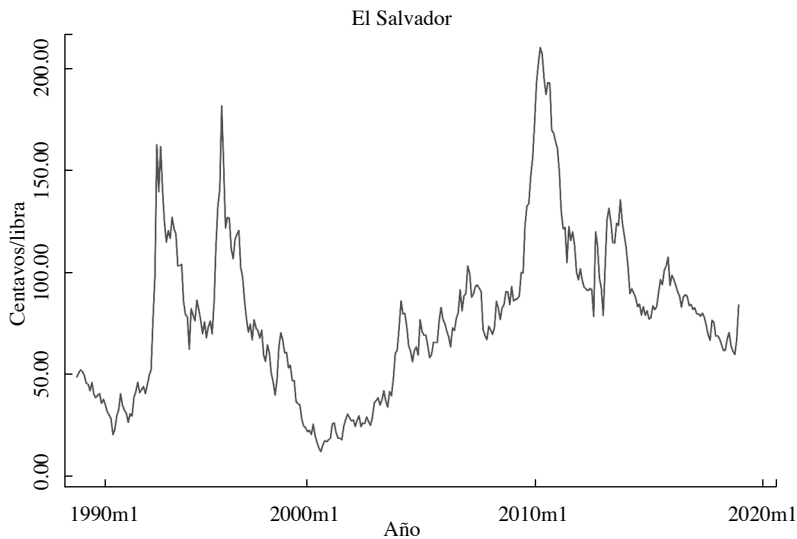
**Figura 1.**  
Series mensuales de precios (centavos de dólar por libra) del café Internacional, de Brasil, Colombia, El Salvador, Honduras y República Dominicana, entre enero de 1991 y diciembre 2019



(Continúa)

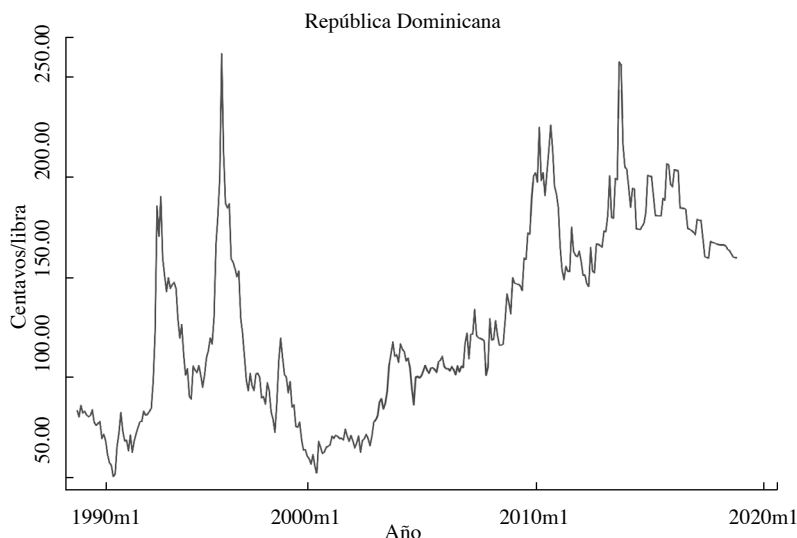


(Continúa)



(Continúa)





Fuente: elaboración propia a partir de OIC (2021).

En la figura 2 podemos observar cómo cambia el comportamiento de las series de tiempo después de aplicarles la primera diferencia a las variables. Aquí se evidencia que el componente tendencial desaparece y se vuelve aleatoria alrededor de la media. Por tanto, a priori, nos indica que las variables objeto de estudio sí están cointegradas.

De acuerdo con los resultados obtenidos y expuestos en la tabla 2, las estadísticas descriptivas de todos los países mantienen una similitud. Adicionalmente, aun cuando la desviación estándar es similar, tanto El Salvador como Honduras son los países que presentan los menores datos con un 39,0 y 38,59 respectivamente, frente a desviación estándar del 48,72 como la de República Dominicana.

Por otro lado, el coeficiente de variación para El Salvador es de 51,2%, el más alto entre los países analizados, también fue la serie que presenta mayor volatilidad cuando es comparada contra el precio internacional, con un coeficiente de variación del 39,3 %, indicando una mayor dispersión en los datos analizados. Adicionalmente, encontramos que la curtosis se encuentra entre cero y tres ( $k = 0 < k < 3$ ), generando una medida de forma platycúrtica para la mayoría de los países analizados. Sin embargo, para el caso de Colombia encontramos que la curtosis es de -0,92, lo que indica que los datos están más concentrados hacia la media, por lo tanto, la distribución tiene unas colas más livianas que la distribución normal.

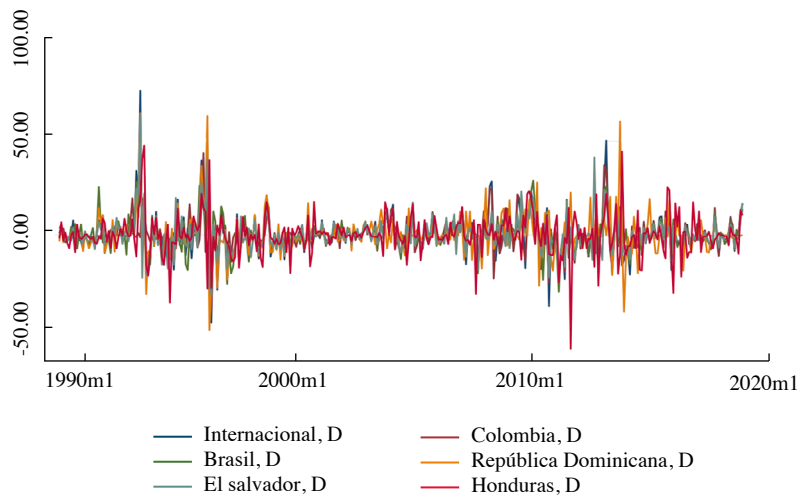
**Tabla 2.**

Estadísticas descriptivas de las series mensuales de precios (centavos de dólar por libra) del café Internacional, de Brasil, Colombia, El Salvador, Honduras y República Dominicana, entre enero de 1991 y diciembre 2019

Precio del café	N.º	Media	Desviación estándar	Coefficiente de variación	Mínimo	Máximo	Curtosis	Coefficiente de asimetría
Internacional	348	138,15	54,27	39,3 %	56,60	308,55	0,42	0,75
Brasil	348	94,87	43,07	45,4 %	24,79	248,98	1,35	0,89
Colombia	348	105,21	44,65	42,4 %	44,57	268,52	1,50	1,12
El Salvador	348	76,22	39,00	51,2 %	10,86	208,92	0,91	0,80
Honduras	348	84,21	38,59	45,8 %	15,48	211,31	1,19	0,98
República Dominicana	348	109,93	48,72	44,3 %	31,16	248,83	-0,92	0,35

Fuente: elaboración propia a partir de OIC (2021).

**Figura 2.**  
Primera diferencia de las series mensuales de precios (centavos de dólar por libra) del café Internacional de Brasil, Colombia, El Salvador, Honduras y República Dominicana, entre enero de 1991 y diciembre 2019



Fuente: elaboración propia a partir de OIC (2021).

En la tabla 3 se observan las correlaciones entre las series del precio del café de los cinco países objeto de estudio y el precio internacional. De acuerdo con lo encontrado, se evidencia que existe una correlación positiva alta de 0,822 entre el precio del café en República Dominicana y el precio internacional, mientras que para el resto de los países la correlación es muy alta al tener valores mayores a 0,900. Igualmente, el mayor nivel de correlación entre las series de tiempo se encuentra entre Brasil y El Salvador, con un valor de 0,976. Sin embargo, no es posible identificar si el precio de Brasil es causado o afectado por el de El Salvador, o en caso contrario, el precio de El Salvador es causado o afectado por el de Brasil. Para verificar y definir si realmente existe una relación de comovimiento entre las distintas series se utilizarán las pruebas de cointegración detalladas en la sección anterior.

Con el fin de determinar si las series de tiempo tienen un comportamiento estacionario, se realizaron los tests de raíces unitarias de Dickey y Fuller. La tabla 4 muestra el resultado de las pruebas, se encontró que ninguna de las seis series de orden cero  $I(0)$  de integración, eran estacionarias y por tanto no se rechazó la hipótesis nula donde el Valor p debe ser menor a 0,05. Debido a esto, y luego de diferenciar nuevamente las series (orden uno de integración  $I(1)$ ), se encontró que todas ellas se convierten en estacionarias, lo cual nos permite rechazar la hipótesis nula con un 99 % de confianza.

**Tabla 3.**

Correlaciones entre las series mensuales de precios (centavos de dólar por libra) del café Internacional, de Brasil, Colombia, El Salvador, Honduras y República Dominicana, entre enero de 1991 y diciembre 2019

Precio del café	Internacional	Brasil	Colombia	El Salvador	Honduras	República Dominicana
Internacional	1,0000	0,9606	0,9542	0,9644	0,9289	0,8153
Brasil	0,9606	1,0000	0,9132	0,9766	0,9343	0,7920
Colombia	0,9542	0,9132	1,0000	0,8992	0,9135	0,7993
El Salvador	0,9644	0,9766	0,8992	1,0000	0,9302	0,8222
Honduras	0,9289	0,9343	0,9135	0,9302	1,0000	0,7869
República Dominicana	0,8153	0,7920	0,7993	0,8222	0,7869	1,0000

Fuente: elaboración propia a partir de OIC (2021).

**Tabla 4.**

Test de raíces unitarias de Dickey y Fuller para los precios y diferencias de orden cero y uno, para cada uno de los países entre enero de 1991 y diciembre 2019

Orden cero de integración [I(0)]			Orden uno de integración [I(1)]	
Variable	Valor p	T estadístico Z (t)	Valor p	T estadístico Z (t)
Internacional	0,286	-2,000	0,00	-15,408*
Brasil	0,236	-2,121	0,00	-13,967*
Colombia	0,358	-1,846	0,00	-15,307*
El Salvador	0,172	-2,299	0,00	-17,274*
Honduras	0,083	-2,653	0,00	-18,842*
República Dominicana	0,212	-2,184	0,00	-18,180*

Nota. \*Nivel de confianza: 99 %  
Fuente: elaboración propia a partir de OIC (2021).

Una vez confirmado que las series son estacionarias, se procedió a realizar una regresión lineal de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), posteriormente se revisaron los errores (residuales) del modelo. Una vez calculados estos residuales se realizó un nuevo test de raíces unitarias, se encontró que dichos residuales son estacionarios para todas las series, por tanto, se demuestra una vez más que las series de los precios del café internacional y el de estos cinco principales países latinoamericanos se encuentran cointegradas con un nivel de confianza del 99 % y tienen una relación de largo plazo, tal como se muestra en la tabla 5.

**Tabla 5.**

Test de raíces unitarias de Dickey y Fuller para los errores calculados sobre la regresión lineal realizada para cada uno de los países entre enero de 1991 y diciembre 2019

	Test estadístico	Nivel de confianza: 99 %	Nivel de confianza: 95 %	Nivel de confianza: 90 %
Z(t)	-5,530	-3,452	-2,876	-2,57
Valor-p para Z(t) =		0,0015		

Fuente: elaboración propia a partir de OIC (2021).

Luego de confirmar que todas las series de los precios internos de los cinco países se encuentran cointegradas con el precio internacional del café, se procedió a realizar la prueba de cointegración de Engle y Granger y a examinar si existe una diferencia estadísticamente significativa. Los resultados obtenidos mostraron que hay una cointegración con un nivel de confianza del 99 %, el valor del test estadístico fue de -5,538 frente a un 1 % de valor crítico del 5,320, mientras que los errores del modelo no son significativos.

Así mismo, mediante el mecanismo de corrección del error (ECM por sus siglas en inglés)

se encontró que únicamente Brasil tiene una relación de corto plazo frente al precio internacional del café, por lo tanto, el cambio de una unidad en el periodo anterior de Brasil generaría un incremento en el precio internacional del café de 0,2472. Es importante resaltar que este es el único de los países estudiados que afecta el comportamiento del precio internacional en el corto plazo (ver tabla 6), dado que los otros cuatro países no son significativos (no hay rechazo de la hipótesis nula).

**Tabla 6.**

Estimación del modelo de corrección de errores expresado en [1] para cada uno de los países entre enero de 1991 y diciembre 2019

$\Delta P_{j,t}$	País (j)				
	Brasil	Colombia	El Salvador	Honduras	República Dominicana
Intercepto	0,2472222	0,1007737	-0,0105134	0,0330222	0,0328192
	(0,034)**	(0,262)	(0,925)	(0,569)	(0,623)

*Nota.* Entre paréntesis se encuentran los valores p. \*\*Nivel de confianza: 95 %

Fuente: elaboración propia a partir de OIC (2021).

Posteriormente, se realizó un test de no causalidad de Granger por medio de un modelo de VAR, en el cual se puede ver con claridad cómo y en qué dirección las variables se causan entre ellas. En este caso, y como se evidencia en la tabla 7, el resultado obtenido mostró que, de las cinco variables analizadas, únicamente Brasil y Colombia tienen incidencias significativas en el comportamiento del precio internacional, con niveles de confianza del 95 % y 90 %, respectivamente. Por su parte, El Salvador, Honduras y República Dominicana no causan en sentido de Granger el precio internacional del café. Estos resultados contrastan con los obtenidos por Alonso y Estrada (2016), quienes encontraron que no existía una causalidad de Granger instantánea, o de corto plazo, entre el precio minorista del café de las cinco principales ciudades de Colombia y el precio internacional.

Adicionalmente, los resultados de esta investigación evidencian que existe una causalidad de Granger bidireccional en el corto plazo entre Brasil, Colombia y el precio internacional, lo que nos indica que cada uno de estos países provoca o afecta los precios en los mercados internacionales del café (Brasil en mayor medida), lo que a su vez también proporciona una retroalimentación del precio internacional en los precios locales. En el caso de los tres países restantes, se evidencia que, aunque sus precios no son causados por el precio internacional, sí se ven afectados por los diferentes países de la región, como el caso de Honduras que se afecta por los movimientos de Brasil, Colombia y El Salvador.

**Tabla 7.**  
Prueba de causalidad de Granger para cada uno de los países entre enero de 1991 y diciembre 2019

Variable regresora	Variables dependientes en la regresión					
	Internacional	Brasil	Colombia	El Salvador	Honduras	República Dominicana
Internacional	0,000	0,075**	0,075**	0,119	0,170	0,291
Brasil	0,004*	0,000	0,142	0,000*	0,070**	0,668
Colombia	0,052**	0,100	0,000	0,357	0,039*	0,008*
El Salvador	0,169	0,111	0,081**	0,000	0,002*	0,034*
Honduras	0,196	0,093**	0,454	0,090**	0,000	0,010*
República Dominicana	0,488	0,811	0,212	0,867	0,177	0,000

*Nota.* Nivel de confianza: 90 % \*\*, 95 % \*.  
Fuente: elaboración propia a partir de OIC (2021).

Así mismo, se realizó un análisis sobre la función de impulso respuesta para comprender cómo se transmiten los choques de precios y cuánto tiempo tardan en eliminar los mercados esos choques (ver figura 3 en anexo). Se evidencia que un choque en el precio mundial del café tiene una afectación y efecto para Brasil y Colombia que se disipa entre los cuatro y cinco meses siguientes. En el caso de El Salvador ocurre una situación similar, solamente que los efectos se empiezan a disipar a partir del primer mes. Por último, los casos de Honduras y República Dominicana tienen un comportamiento similar entre ellos, dado que los cambios en los precios desaparecen de manera mucho más acelerada antes del primer mes. Estas respuestas son consistentes con la integración del mercado a largo plazo.

Para comparar algunos de los resultados obtenidos en la investigación es necesario revisar investigaciones y documentos que estudian afectaciones del precio del café en mercados locales internos, así como diferentes bienes agrícolas en distintas zonas geográficas y económicas. Lo anterior, debido a que no se encontraron estudios que traten específicamente los temas aquí analizados.

Los resultados obtenidos son similares con lo reportado por Alonso y Estrada (2016), quienes describieron el efecto que el precio mundial del café genera en el precio minorista en cinco ciudades colombianas. La similitud con este trabajo de investigación es que los precios mundiales del café se encuentran cointegrados con los precios locales minoristas y, en nuestro caso, con el precio de los principales productores de café de Latinoamérica. Sin embargo, existen diferencias en especial en la dirección de la causalidad de Granger. Para Alonso y Estrada (2016) existe una dirección del precio internacional hacia el precio de los minoristas. Adicionalmente, el tiempo que permanecen los choques del precio internacional en los mercados minoristas es cercano a 36 meses, frente a los 5 meses o menos reportados en esta investigación.

Por su parte, Greb *et al.* (2012) analizaron la relación de los precios de algunos cereales como el arroz, el maíz y el trigo en el mercado doméstico de países africanos. Se encontró que los mercados se demoran entre dos y tres meses en reaccionar antes estos cambios, mientras que, en los países latinoamericanos estudiados, la relación se encuentra entre menos de un mes a cinco meses. Adicionalmente, Greb *et al.* (2016) estipularon que, de manera general, son los factores locales que poseen un mayor rol en la determinación de la volatilidad de precios locales, a pesar de estar cointegrados con los precios internacionales, por lo que se podría deducir que los países como Honduras, El Salvador y República Dominicana predominan características locales de su precio.

Por otro lado, Lee y Gómez (2013) investigaron sobre los precios locales para Estados Unidos, Alemania, y Francia, los cuales se vuelven más volátiles luego de la terminación del sistema de cuota de exportaciones, aduciendo que la liberación de la comercialización fue susceptible de una gran integración con los precios internacionales. Las pruebas de cointegración realizadas para los países latinoamericanos apoyarían que los precios internacionales y locales del café



poseen una relación a largo plazo ya que tienen en cuenta el periodo de terminación de cuota para países exportadores. Sin embargo, el aumento de la volatilidad implicó un descenso en la velocidad de ajuste para estos grandes países exportadores, por lo que los países latinoamericanos también pudieron ser susceptibles de tener una incertidumbre ante los precios internacionales, como es el caso de los países estudiados.

Finalmente, es importante destacar que la integración de precios abre la posibilidad de estudiar detalladamente la transmisión de precios internacionales hacia locales. Ghoshray y Mohan (2021) estudiaron la dinámica del margen del precio internacional y minorista del café, cuyos resultados consideran respuestas asimétricas en diferentes submuestras e implican que podría existir una concentración de poder en la cadena de valor del café. Por lo tanto, los países latinoamericanos podrían ajustarse con mayor poder de negociación ante tendencia internacionales.

## CONCLUSIONES

El objetivo de esta investigación fue determinar la existencia de una relación de largo plazo y el sentido de dicha relación entre los precios internacionales del café y los precios de algunos de los principales exportadores latinoamericanos. Para probar la existencia de dicha cointegración se aplicaron tests de raíces unitarias de Dickey y Fuller; tests de cointegración; causalidad de Engle y Granger y funciones de impulso-respuesta. Se llevaron a cabo las pruebas para comparar cada una de las series mensuales de los precios del café en los principales países exportadores de América Latina como Brasil, Colombia, El Salvador, Honduras y República Dominicana, con la serie mensual publicada por la OIC del precio internacional del café.

De acuerdo con los resultados obtenidos, para el periodo analizado entre enero de 1991 y diciembre de 2019, podemos concluir que existe una eficiencia de mercados y, que, además, sí existe una relación de largo plazo entre los precios internos del café de estos cinco países latinoamericanos y el precio internacional. Lo anterior refleja que existe una integración en la cadena del café, efectivamente, hay una relación entre lo que ocurre en el precio de estos países y los precios internacionales.

Por otro lado, analizando los valores obtenidos en los tests de causalidad de Granger y las funciones de impulso-respuesta se evidenció que en el corto plazo existe una dirección de causalidad bidireccional entre el precio internacional, el precio de Brasil y el de Colombia, lo cual era de esperarse, dado que estos países ocupan el primer y tercer puesto respectivamente, en el listado mundial de países productores de café según la OIC. De igual manera, se encontró que el precio internacional no causa en el corto plazo el precio de El Salvador, Honduras ni República

Dominicana, debido en el 2019 representaron el 0,41 %, 5,14 % y el 0,02 %, respectivamente, del total de producción, frente a un 30,90 % de Brasil y un 10,38 % de Colombia.

Según las pruebas de impulso–respuestas realizadas, el tiempo que toma en desaparecer los efectos en los precios en los países latinoamericanos, luego de un choque en los precios internacionales del café, varía de un mercado a otro. En los casos de Brasil y Colombia, los efectos desaparecen entre los cinco y los cuatro meses respectivamente, mientras que para los demás países estos cambios se disipan entre un mes o menos. Este resultado es congruente con lo encontrado en la prueba de causalidad de Granger dado que, al tener una relación bidireccional entre Brasil, Colombia y el precio internacional, significa que cualquier cambio en el precio internacional afectaría directamente a las otras dos, causando un movimiento en los precios, lo cual, a su vez, retroalimentaría y afectaría el precio internacional.

Con base en todo lo anterior, podría inferirse que los hallazgos de esta investigación son relevantes no solo para las asociaciones y cooperativas cafeteras de Latinoamérica, sino para aquellas ubicadas en otras zonas geográficas como Vietnam, Indonesia e India, donde se puede analizar las tendencias aquí encontradas para mejorar la toma de decisiones. De igual manera, consideramos que este estudio es relevante para la academia y el gobierno, pues brinda resultados importantes como la transmisión bidireccional de Brasil y Colombia con los precios internacionales del café, los cuales pueden ayudar en la creación de modelos econométricos específicos para estos países y, así, ser más competitivos.

De acuerdo con los resultados obtenidos en este estudio, se recomienda realizar un seguimiento continuo al comportamiento y a la integración de las variables más significativas para el precio internacional del café tanto a largo como corto plazo. Con esto se podrían crear modelos de predicción del comportamiento de los precios y así realizar ajustes y proyecciones de una manera más técnica. Adicionalmente, se recomienda continuar ahondando en el tema de investigación, realizando otro tipo de pruebas econométricas como lo son la prueba de cointegración de Johansen, de raíces unitarias de Zivot y Andrews y HEGY, entre otras. Esto permitiría generar un análisis complementario de alta relevancia a los ya realizados en la presente investigación.

Para estudios posteriores, se sugiere analizar la relación de países diferentes tales como Perú, México y Guatemala. Así mismo, es importante analizar cuáles países son los líderes del mercado y cuáles son los seguidores del mercado, encontrando la magnitud y dirección de estos. Por último, se recomienda ampliar la serie de tiempo desde enero de 1991 hasta diciembre 2021 para analizar el comportamiento de estos mercados durante el inicio de la pandemia del Covid-19 y los efectos que esta tuvo en el comportamiento de los precios internacionales y locales.

## REFERENCIAS

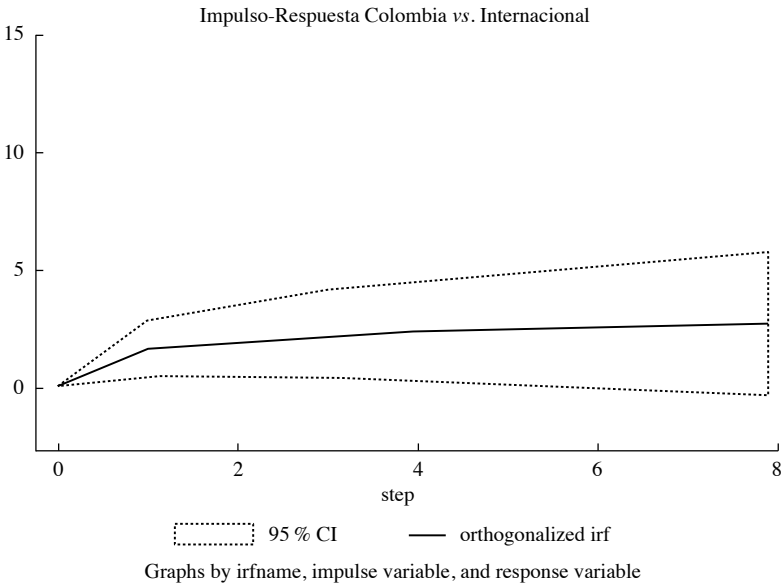
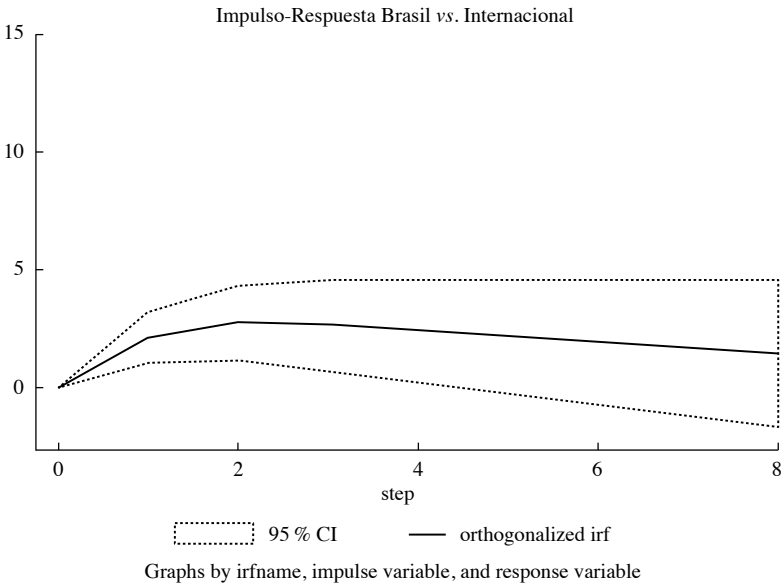
1. Addison, T., Ghoshray, A., & Stamatogiannis, M. P. (2016). Agricultural Commodity Price Shocks and Their Effect on Growth in Sub-Saharan Africa. *Journal of Agricultural Economics*, 67(1), 47-61. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12129>
2. Agosin, M. R., & Ffrench-Davies, R. (1993). La liberalización comercial en América Latina. *Revista de la Cepal*, 50, 41-62.
3. Alonso, J. C., & Estrada Nates, D. (2016). El precio mundial del café y su efecto en el precio minorista del café para las cinco ciudades principales de Colombia. *Revista Finanzas y Política Económica*, 8(2), 379-399. <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.2016.8.2.8>
4. Alonso, J. C., & Gallego, A. (2010). Integración de los precios en los canales minorista y mayorista arroz, papa y frijol en la ciudad de Cali. *Economía, Gestión y Desarrollo*, 10, 79-96.
5. Bohl, M. T., Gross, C., & Souza, W. (2019). The role of emerging economies in the global price formation process of commodities: Evidence from Brazilian and U.S. coffee markets. *International Review of Economics and Finance*, 60, 203-215. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2018.11.002>
6. Cano, C., Vallejo, C., Caicedo, E., Amador, J., & Tique, E. (2012). *El mercado mundial del café y su impacto en Colombia* (Borradores de Economía). Banco de la República.
7. Chen, B., & Saghaian, S. (2016). Market integration and price transmission in the world rice export markets. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 41(3), 444-457.
8. Darbandi, E. (2018). Price transmission analysis for Nicaragua rice market. *International Journal of Food and Agricultural Economics (IJFAEC)*, 6(1), 85-94. <http://ageconsearch.umn.edu>
9. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 057-1072.
10. Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
11. Galvez-Soriano, O., & Cortés, M. (2021). Is there a pass-through from the international coffee price to the Mexican coffee market? *Studies in Agricultural Economics*, 123(2), 86-94.
12. Ghafoor, A., Mustafa, K., Mushtaq, K., & Abedullah, A. (2009). Cointegration and Causality: An Application to Major Mango Markets in Pakistan. *The Lahore Journal of Economics*, 14(1), 85-113. <https://doi.org/10.35536/lje.2009.v14.i1.a4>
13. Ghoshray, A., & Mohan, S. (2021). Coffee price dynamics: An analysis of the retail-international price margin. *European Review of Agricultural Economics*, 48(4), 983-1006. <https://doi.org/10.1093/erae/jbab027>

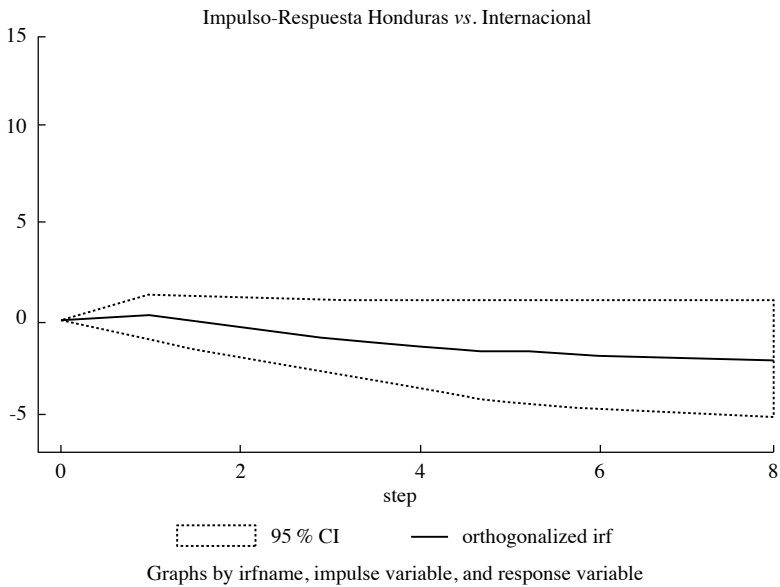
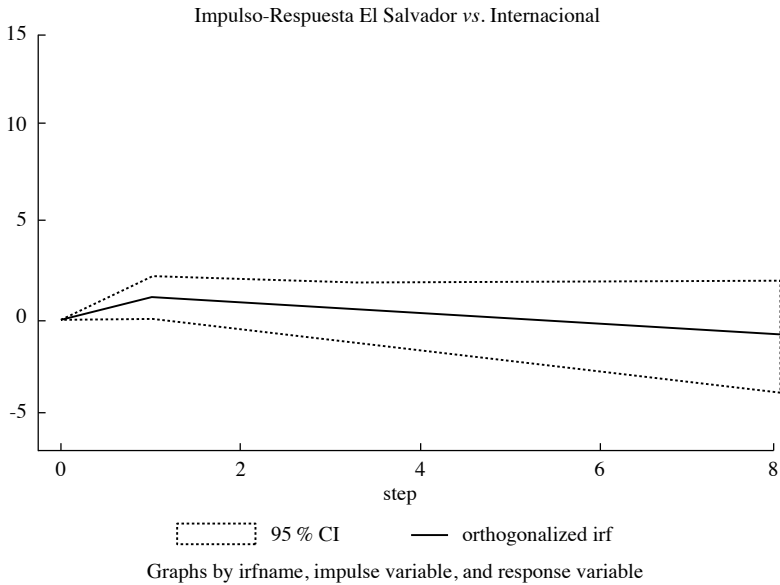
14. Greb, F., Jamora, N., Mengel, C., Von Cramon-Taubadel, S., & Würriehausen, N. (2012). Cereal price transmission from international to domestic markets in Africa. *African Development Bank Group*, 1-30. <https://www.afdb.org/en>
15. Greb, F., Jamora, N., Mengel, C., Von Cramon-Taubadel, S., & Würriehausen, N. (2016). *Price Transmission from International to Domestic Markets*. World Bank.
16. Hundie, S. K., & Biratu, B. (2022). Response of Ethiopian coffee price to the world coffee price: Evidence from dynamic ARDL simulations and nonlinear ARDL cointegration. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2114168.
17. Jaramillo-Villanueva, J. L., & Benítez-García, E. (2016). Transmisión de precios en el mercado mexicano e internacional de café (*Coffea arabica* L.): un análisis de cointegración. *Agrociencia*, 50(7), 931-944.
18. Jaramillo-Villanueva, J. L., & Palacios-Orozco, A. (2018). Transmisión de precios vertical y especial en el mercado mexicano e internacional de leche. *Revista Mexicana de Ciencias Pecuarias*, 623-642. <https://doi.org/10.22319/rmcp.v10i3.4806>
19. John, A. (2014). Price relations between international rice markets. *Agricultural and Food Economics*, 2(1), 1-16. <https://doi.org/10.1186/2193-7532-2-1>
20. Krivonos, E. (2004). The impact of coffee market reforms on producer prices and price transmission. *Available at SSRN 610401*. <http://econ.worldbank.org>
21. Kuiper, W. E., Lutz, C., & Van Tilburg, A. (2003). Vertical price leadership on local maize markets in Benin. *Journal of Development Economics*, 71, 417-433.
22. Lee, J., & Gómez, M. I. (2013). Impacts of the End of the Coffee Export Quota System on International-to-Retail Price Transmission. *Journal of Agricultural Economics*, 64(2), 343-362. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2012.00372.x>
23. Maya, G. (1991). Agricultura, proteccionismo e industrialización: América Latina y mercado mundial. *Ensayos de Economía*, 2(3), 49-84. <https://revistas.unal.edu.co/index.php/ede/article/view/23651>
24. Mbowa, S., Odokonyero, T., & Munyambonera, E. (2014). The potential of coffee to uplift people out of poverty in Northern Uganda. *EPRC Research Reports*, 11, 1-85.
25. Musumba, M., & Gupta, R. Sen. (2013). Transmission of World Prices to Ugandan Coffee Growers in a Liberalised Economy. *Development Policy Review*, 31(2).

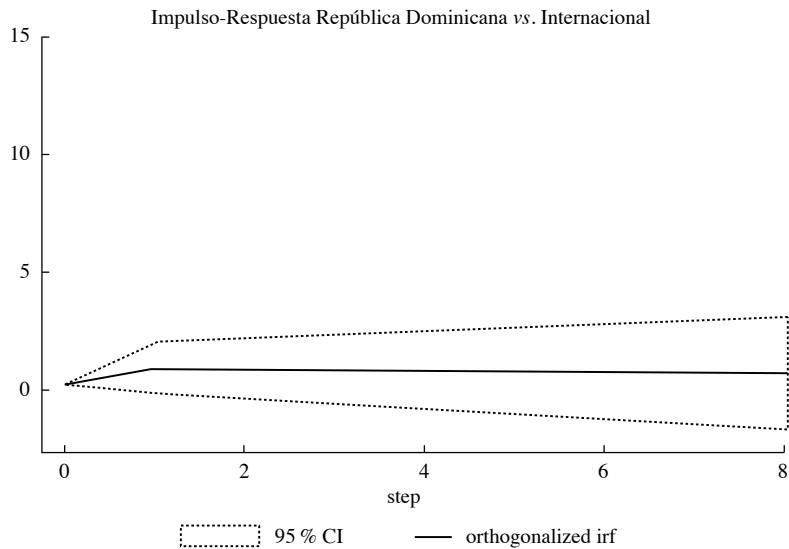
26. Newman, S. (2008). The role of international commodity exchanges in the formation and transmission of prices and price risk along international coffee chains. *NCCR Trade Regulation, Swiss National Center of Competence in Research Center; Working Paper*, (2008/12).
27. Organización Internacional del Café (OIC) (2019). *Coffee Development Report 2019: Growing for Prosperity Economic Viability as the Catalyst for a Sustainable Coffee Sector*.
28. Organización Internacional del Café (OIC) (2021). *Historical Data on the Global Coffee. Trade Statistics Data, Exports - Calendar Year*. [https://www.ico.org/new\\_historical.asp?section=Statistics](https://www.ico.org/new_historical.asp?section=Statistics)
29. Organización Internacional del Trabajo (OIT) (2022). *¿Cómo cosechar trabajo decente en el sector cafetero colombiano?* <https://www.ilo.org/es/resource/news/como-cosechar-trabajo-decente-en-el-sector-cafetero-colombiano>
30. *Revista Portafolio* (2019). Caída de los precios del café, un sabor amargo para los caficultores. <https://www.portafolio.co/economia/caida-de-los-precios-del-cafe-un-sabor-amargo-para-los-caficultores-528099>
31. Stock, J. H., & Watson, M. W. (2001). Vector Autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 101-115. <http://www.jstor.org/stable/2696519>
32. Trejos, R. A., & Santana, C.A.M. (1991). Apertura económica: características e implicaciones para el sector agroalimentario en América Latina y el Caribe. *Serie Documentos de Programas*, 24, 89-94.
33. Vollrath, T., & C. Hallahan. (2006). Testing the integration of U.S. Canadian meat and livestock markets. *Can. J. Agr. Econ*, 54, 57-79.

ANEXOS

**Figura 3.**  
Funciones de impulso-respuesta de Brasil, Colombia, El Salvador, Honduras y República Dominicana y el choque del precio del café internacional (centavos de dólar por libra) entre enero de 1991 y diciembre 2019



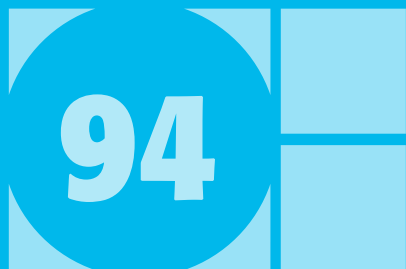




Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

Fuente: elaboración propia a partir de OIC (2021).





# CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772

## ARTÍCULOS

ESTEBAN ROBLES DÁVILA, LUCIANA C. MANFREDI, JUAN TOMÁS SAYAGO GÓMEZ

Y JUAN MANUEL FRANCO JURADO

Dime con quién andas y te diré quién eres: análisis estructural de las redes de los senadores de Colombia de los periodos 2010-2014 y 2014-2018

307

HERTON CASTIGLIONI LOPES

Instituições, desenvolvimento e economia brasileira: uma nota vebleniana sobre o desenvolvimento brasileiro a partir dos anos 2000

331

JORGE A. RODRÍGUEZ-SOTO

Economía conductual y macroeconomía: rumbo a mejores microfundamentos

353

BORIS SALAZAR TRUJILLO Y DIANA MARCELA JIMÉNEZ

Emparejamientos en los mercados laborales de la APE: ¿son igual de eficientes?

369

CARLOS RICAURTE NOGUERA, JUDITH VERGARA-GARAVITO Y HENRY DANIEL PUERTA-ÁLVAREZ

Precio mundial del café y su efecto en el precio interno para países latinoamericanos

405

MARÍA DEL ROSARIO DEMUNER-FLORES

Resiliencia e innovación, capacidades impulsoras del rendimiento en empresas de servicios

435

MÓNICA ARANGO ARANGO, LUIS MONTES GÓMEZ, ANA FERNÁNDEZ DUQUE

Y HORACIO FERNÁNDEZ CASTAÑO

Estimación del riesgo de tasa de interés en el sector asegurador: aplicación del modelo Smith-Wilson

457

JESÚS FERNANDO BARRIOS ORDÓÑEZ

La relación entre confianza y moneda: un análisis mediante componentes principales y Poisson

479

SUSANA CHACÓN ESPEJO Y VÍCTOR ITURRA

Brecha salarial de género: evaluando el rol del trabajo doméstico no remunerado en Chile

513

YOLANDA SÁNCHEZ TORRES, ANÍBAL TERRONES CORDERO Y EUGENIO GUZMÁN SORIA

Análisis de la inversión pública y privada en México, 1994-2020

541

JULIO CÉSAR ALONSO-CIFUENTES Y VIVIANA CHAVARRIAGA-ANTONIO

Empleando técnicas no paramétricas para medir cambios en el corto plazo en la distribución de los ingresos de los hogares colombianos en el periodo de Pandemia

559

JOÃO PAULO CARVALHO, TATIANA FIGUEIREDO BREVIGLIERI Y SEBASTIÃO NETO RIBEIRO GUEDES

Furtado e Veblen: aproximações teóricas

601

LUIS FRANCISCO LAURENTE BLANCO

Efecto del microcrédito en la informalidad del empleo en el Perú

625

ISSN 0121-4772



9 770121 477005 94